

تأليف الأستاذ الدكتور/ شوقى سيف النصرسيد الأستاذ الدكتور/ شوقى سيف النصرسيد كليم (لقاهرة كليم (لقاهرة

# الإحصاء للتجاريين

تأليف الأستاذ الدكتور شوقى سيف النصر سيد كلية التجارة – جامعة القاهرة

7.17

# تقديم

علم الإحصاء هو علم تجميع وتنظيم البيانات والمعلومات وتلخيصها في مقاييس ومؤشرات لإظهار معالمها وخصائصها وتحديد العلاقات بين الظواهر المختلفة ، وتفسير الحقائق والأمور غير الظاهرة ، والتنبؤ بالمستقبل ، لذلك يعتبر علم الإحصاء أداة هامة من أدوات البحث العلمي وضروري لكافة العلوم الإنسانية والطبيعية ، والاهتمام بتطور وتقدم علم الإحصاء واستخدامه في التخطيط والمتابعة أساس هام لتطور ونجاح المنظمات والمشروعات المختلفة.

ويحتوى هذا المرجع على دراسة متكاملة لمراحل البحث الإحصائى من خلال دراسة أساسيات علمى الإحصاء الوصفى والإحصاء التحليلى ، وتمت هذه الدراسة فى ثمانية أبواب مختلفة ، يختص الباب الأول منها بدراسة جمع وتصنيف وتبويب وعرض البيانات ، ويختص الباب الثانى بدراسة المتوسطات أو مقاييس النزعة المركزية ، ويختص الباب الثالث بدراسة مقاييس التشتت ، ويختص الباب الرابع بدراسة الارتباط والانحدار ، ويختص الباب الخامس بدراسة السلاسل الزمنية ، ويختص الباب السادس بدراسة الأرقام القياسية ، وهذه الأبواب الستة هى عصب علم الإحصاء الوصفى ، كما يختص الباب السابع بدراسة التوزيعات الاحتمالية وأخيراً يختص الباب الثامن بدراسة نظرية العينات والتقدير واختبارات الفروض الإحصائية ، ويعتبر البابان السابع والثامن هما عصب علم الإحصاء التحليلي.

ونأمل بهذا المرجع أن يكون فيه إضافة لمكتبة الإحصاء الغنية بالكثير من المراجع العلمية الهامة ، وأن يكون في هذا المرجع دعم وإضافة للباحثين في مختلف مجالات البحث العلمي

والله ولى التوفيق ،،،

المؤلف

#### مقدمة:

#### علم الإحصاء:

هو علم تجميع وتنظيم البيانات والمعلومات (الإحصاءات) عن طريق تبويبها وعرضها ثم تلخيصها في مقاييس ومؤشرات لإبراز معالمها وخصائصها وتحديد العلاقات بينها واستكشاف وتفسير الحقائق غير الظاهرة والتنبؤ بالمستقبل بطرق علمية تحليلية منظمة.

#### تطور علم الإحصاء:

بدأ علم الإحصاء منذ العصور القديمة عن طريق حصر وعد السكان وحصر موارد الدولة ونفقاتها ، ثم تطور هذا العلم إبتداءا من العصور الوسطى حيث ظهرت الحاجة الماسة لهذا العلم في الحروب والغزوات لحصر الأفراد والمعدات والتنبؤ بإمكانيات وموارد الأعداء المادية والبشرية ومساعدة الدول على تحديد الضرائب وجبايتها وتسجيل الإحصاءات الحيوية عن المواليد والوفيات ، واعتبارا من بداية القرن الثاني عشر أدى التطور في علوم الرياضيات وخاصة في نظرية الاحتمالات إلى استخدامها بتوسع في علم الإحصاء وخدمة نظرياته وبدأ التطور في علم الإحصاء بعد أن كان قاصراً على الحصر والتجميع والتسجيل إلى القياس والتحليل ثم بدأ استخدام علم الإحصاء بتوسع في الصناعة وذلك بعد الثورة الصناعية التي ظهرت في بريطانيا ووسط أوروبا ، وتطور علم الإحصاء ليخدم الباحثين في مجالات العلوم الإنسانية والعلوم الطبيعية وذلك بفضل كثير من العلماء أمثال برنوللم، وجاوس وكارل بيرسون وسبيرمان وفيشر وغيرهم من أصحاب النظريات التي أثرت في أساليب التحليل والقياس ، ولا ننسى التطور الكبير المذهل في الحاسبات الآلية وقدرتها الهائلة ودقتها المتناهية وسرعتها الفائقة في استخدام البرامج الإحصائية بكثافة عالية جداً لخدمة التنمية على كل المستويات ومساعدة العلماء والباحثين في البحوث والدراسات لحل مشاكل البيئة والمجتمع ، ولا ننسى دور شبكة الانترنت في سرعة نقل وتمرير المعلومات والحصول على البيانات المطلوبة للدراسات والأبحاث.

#### مراحل البحث الإحصائي:

- 1 مرحلة جمع البيانات من السجلات والدفاتر والقوائم والمراجع المختلفة أو من الميدان عن طريق قائمة استقصاء.
  - ٢- مرحلة تصنيف وتبويب البيانات في جداول إحصائية.
- ٣-مرحلة عرض البيانات في أشكال ورسوم بيانية لتفسير الظواهر والتعبير عنها.
- ٤ مرحلة القياس لتلخيص البيانات وتفسيرها وتحديد العلاقات بينها باستخدام النظريات والمقاييس والأدوات الإحصائية المختلفة.
- ٥- مرحلة التحليل والإستنباط واستقراء النتائج والتنبؤ بالظواهر مستقبلاً. ولدراسة المراحل السابقة تم تقسيم علم الإحصاء إلى قسمين منفصلين هما:

#### 1- الإحصاء الوصفى: Descriptive Statistic

وهو علم التعامل مع البيانات الأولية (الخام) بهدف إظهار سماتها وخصائصها من خلال مراحل البحث الإحصائى الأربعة الأولى السابقة وهى جمع وتبويب وعرض وقياس البيانات

#### - الإحصاء التحليلي: Analytical Statistic or Inductive Statistic

و هو علم الإستنباط عن طريق التخطيط والتقدير والتنبؤ بالمستقبل بهدف اتخاذ القرارات الإدارية المختلفة ، ويتضح ذلك من خلال المرحلة الخامسة من مراحل البحث الإحصائي السابقة.

وتعتبر نظرية الاحتمالات والتوزيعات الاحتمالية المختلفة ونظرية العينات والتقدير واختبارات الفروض الإحصائية هي الإطار الأساسي لهذا الفرع من فروع الإحصاء.



# الباب الأول جمع وتصنيف وتبويب وعرض البيانات

الفصل الأول: جمع البيانات

الفصل الثانى: تصنيف وتبويب البيانات

الفصل الثالث: العرض البياني

١.

# الفصل الأول جمع البيانات

#### مصادر جمع البيانات:

تتلخص مصادر الحصول على البيانات فيما يلي:

# أو لاً: المصادر التاريخية: (مصادر مباشرة)

وهذه المصادر تعتمد على التوثيق والرصد والتسجيل للحقائق والمعلومات التاريخية والمتوفرة عن الظاهرة محل البحث أو الدراسة ، وتتمثل في الكتب والتقارير والإحصاءات المنشورة والوثائق والمستندات والأبحاث السابقة. وتتقسم المصادر التاريخية إلى:

#### ١ – مصادر داخلية:

وبمقتضاها يتم الحصول على البيانات من داخل الوحدة أو المشروع أو الجهاز من واقع الدفاتر والسجلات والقوائم المالية.

#### ٢- مصادر خارجية:

وبمقتضاها يتم الحصول على البيانات من خارج الوحدة أو المشروع أو الجهاز من خلال ما تتشره الوحدات الأخرى.

وتنقسم المصادر الخارجية إلى:

# (أ) مصادر أولية (أصلية):

يقوم بإعدادها ونشرها الجهة التي قامت بإعداد وجمع البيانات وتبويبها لأول مرة مثل بيانات التعدادات السكنية وبيانات عن ميزانية

الدولة وتعتبر المصادر الأولية أو الأصلية أكثر دقة وصدق عن غير ها من المصادر الأخرى.

#### (ب) مصادر ثانویة:

تشمل جميع البيانات والمعلومات المسجلة والتي سبق إعدادها في مصدر أصلى أو أولى ثم يحصل منها الدارس أو الباحث على ما يحتاجه من معلومات مثل المعلومات والبيانات الموجودة في المؤلفات والبحوث. وهذه المصادر أقل مصداقية من المصادر الأصلية لما يتعرض له الدارس من أخطاء بسبب النقل والتصرف من المصدر الأصلى ، ومنها أخطاء غير مقصودة مثل أخطاء الطبع والترجمة وعدم فهم المصدر الأصلى ، ومنها ما هو مقصود ويترتب عليه خطأ تحيز مثل إغفال جزء مهم من البيانات.

# ثانياً: المصادر الميدانية: (مصادر غير مباشرة)

وتعنى أن يقوم الدارس بالحصول على المعلومات من الميدان عن طريق تصميم وإعداد قائمة استقصاء ، وتتميز المصادر الميدانية بأن الدارس عن طريق الإعداد والتخطيط الجيد يمكنه الحصول على المعلومات المطلوبة بدقة كما يدرك أى قصور أو أخطاء في هذه البيانات بحيث يمكنه تجنبها أو تلافيها وذلك بعكس الحصول على بيانات ومعلومات جاهزة سبق أن أعدها غيره.

#### تصميم استمارة الاستقصاء: Questionaire

تعتبر استمارة الاستقصاء أو صحيفة الاستبيان هي الوسيلة المناسبة للحصول على المعلومات ، ويجب أن يقوم الباحث أو الدارس بإعداد

تصور لميزانية البحث قبل تصميم الاستمارة. ويراعى أن تشمل الاستمارة مجموعة من الأسئلة مبوبة ومقسمة فى مجموعات متجانسة كل مجموعة تختص بنوع واحد من الأسئلة ، ويراعى تسلسل الأسئلة تسلسلاً منطقياً يتلاءم مع تجانس البيانات ويسهل الحوار الذى يدور بين جامع البيانات والمبحوث ، وأن تكون الأسئلة محدودة بقدر الإمكان حتى لا تستغرق وقتاً طويلاً لاستيفائها، وتأخذ الأسئلة أحد الأشكال التالية:

# (أ) الأسئلة ذات الاجابات الثنائية:

عادة ما يتم الإجابة على هذه الأسئلة بنعم أو لا ، وهي أسهل أنواع الأسئلة بالنسبة للمبحوث.

#### (ب) الأسئلة ذات الاجابات المتعددة:

وغالباً ما يزيد فيها عدد الإجابات عن أتنين وعادة ما يضع المبحوث علامة (V) أمام الإجابة المناسبة وهي أيضاً سهلة بالنسبة للمحوث.

والنوعان السابقان من الأسئلة يحدان من قدرة المبحوث على الاستفاضة في الإجابة وتدوين الرأى بصراحة.

# (ج) الأسئلة المفتوحة (الوصفية):

وهى أصعب أنواع الأسئلة عند استيفائها من المبحوث وعند تفريغها وتحليلها من جانب الدارس ، ويجب الإقلال من هذا النوع من الأسئلة في قوائم الاستقصاء بقدر الإمكان.

#### (د) الأسئلة محددة المعلومات:

مثل كم عمرك - كم وزنك - عدد الأولاد - عدد غرف المنزل - الحالة الاجتماعية ، ويفضل قبل تصميم الاستمارة أن يكون أمام

الدارس شكلاً للجداول الهيكلية أو الصماء بدون معلومات والتي سيعد على أساسها الأسئلة والجداول النهائية بعد استيفاء إجابات صحيفة الاستبيان ،

#### قواعد تصميم استمارة الاستقصاء (صحيفة الاستبيان):

- ا. يجب اختيار أبسط الألفاظ الممكنة عند صياغة الأسئلة والتي تعبر عن معنى واضح ومفهوم ويجب تحاشى الأسئلة التي يكتنفها الغموض والصعوبة.
- ٢. تحاشى الأسئلة الشخصية المحرجة التى تؤدى إلى امتناع المبحوث عن الإجابة أو إلى إعطائه إجابات خاطئة أو مضللة أو الأسئلة الحساسة التى تتنافى مع قيم وعادات وتقاليد المجتمع.
- ٣. تحاشى الأسئلة الإيحائية التى توحى للمبحوث بإجابة معينة أو توحى
   إليه بالإدعاء والتفاخر والكذب والتضليل.
  - ٤. تحاشى الأسئلة التي تحتاج لتركيز أو تعتمد على الذاكرة البعيدة.
    - تحاشى الأسئلة التى تتطلب إجراء عمليات حسابية معقدة.
    - ٦. يفضل أن تكون الأجوبة المتوقعة للأسئلة قصيرة ومختصرة.
- ٧. يجب تحاشى الأسئلة التى تؤدى إلى إجابات كيفية أو وصفية كلما أمكن ووضع أسئلة ذات إجابات كمية محددة وتحقق نفس الغرض من السؤال.
- ٨. شرح أو تفسير لبعض المصطلحات أو وحدات القياس المستخدمة بجوار اللفظ أو على هيئة ملحوظة أو في التعليمات لضمان إجابات موحدة و متجانسة.

- ٩. مراعاة وضع أسئلة إضافية للمراجعة وكشف أخطاء بعض الإجابات
   من خلال تكرار بعض الأسئلة بصيغ مختلفة.
- ١٠. يراعى ترك فراغاً فى الاستمارة للمبحوث لإبداء أى آراء وترك فراغاً آخر لتدوين ملاحظات جامع البيانات.
- 11. أن يؤخذ في الاعتبار المستوى التعليمي والثقافي للمبحوثين عند صياغة الأسئلة.
- 11. عدم وضع أسئلة تكون إجاباتها الكمية أو الوصفية مدونة في سجلات أو تقارير أو قوائم حيث يتم الحصول على هذه المعلومات مباشرة من مصادرها التاريخية (الأولية أو الثانوية).

وقد يقوم الدارس بإعداد قائمة استطلاعية أو استكشافية توزع على عينة محدودة من مجتمع الدراسة أو من داخل العينة المختارة لتطوير استمارة الاستقصاء وإعادة صياغتها من جديد بما يخدم الدراسة.

#### طرق جمع البيانات الميدانية:

تتلخص طرق استيفاء قوائم الاستقصاء فيما يلى:

#### ١- المقابلة الشخصية (الاتصال المباشر):

يتم مقابلة الشخص موضوع الدراسة (المبحوث) لاستيفاء المعلومات منه وتدوينها مباشرة في قائمة الاستقصاء وتمتاز هذه الطريقة بالاتصال المباشر بالمبحوث وتوجيه الأسئلة له مباشرة ومن ثم تفسير مصطلحاتها أو المقصود منها وتدوين الأجوبة وتسجيل أية ملاحظات عن ردود الأفعال ، بالإضافة إلى استيفاء قوائم الاستقصاء

بالكامل ، كما تناسب هذه الوسيلة استيفاء بيانات من الأشخاص الأميين.

#### ٢- المراسلة (البريد):

وبمقتضاها يتم إرسال قوائم الاستقصاء للمبحوثين عن طريق البريد ، وتتميز هذه الطريقة بالسرعة في تغطية مساحات جغرافية واسعة وعدم الحرج في كتابة بعض الإجابات عند مقابلة المبحوثين وجها لوجه. كما تعطى المبحوثين الوقت الكافي لفهم الأسئلة واستيعابها والإجابة عليها ، ولا يتعرض الأفراد المبحوثين لتحيز الباحث ويفضل إضافة ظرف وطابع البريد لتسهيل مهمة المبحوث في الرد السريع وعدم تحمله بأية نفقات.

ويمكن أن ترفق قائمة الاستقصاء بسلعة معينة أو تتشر في مجلة أو جريدة ويرسل المبحوثين إجاباتهم بالبريد ، وتتميز هذه الوسيلة بضعف تكلفتها بالمقارنة بطريقة المقابلة الشخصية ، ولكن يعيبها الضعف الشديد لنسب استجابة المبحوثين بالمقارنة بطريقة المقابلة الشخصية واحتمال ضياع أو تأخير الاستمارات في البريد بالإضافة إلى صعوبة الرد على بعض الأسئلة الغامضة التي تحتاج إلى تفسير أو توضيح. كما تشترط هذه الوسيلة إجادة المبحوثين القراءة والكتابة وقد يقوم شخص آخر بإستيفاء الاستمارة والرد عليها غير الشخص المطلوب. ولمعالجة بعض هذه العيوب تحتاج هذه الوسيلة إلى الاهتمام الشديد بسهولة الصياغة ومتابعة المراسلة مرة أخرى في حالة عدم رد المبحوث.

#### ٣- التليفون والأنترنت:

تتميز هذه الطريقة بالسرعة وتغطية مساحات جغرافية واسعة وانخفاض التكلفة بالمقارنة بطريقة المقابلة الشخصية كما تمتاز عن طريقة المراسلة بإمكانية توضيح أى غموض فى الأسئلة ولكنها تخلو من مزايا المواجهة والاتصال المباشر ، كما أنها تقتصر على فئة خاصة من المجتمع وهم أصحاب التليفونات فقط (خطأ تحيز) بالإضافة إلى قصور الأسئلة التفصيلية نظراً لضيق الوقت بالنسبة للمكالمات التليفونية مما يتعذر معه الحصول على بعض البيانات كما أن عامل سرية المعلومات يكون محدوداً بالمقارنة بالطرق الأخرى ، وقد تكون مكلفة لبعض المسافات.

كما يعتبر الانترنت أحدث وسيلة للحصول على البيانات والمعلومات عن موضوع الدراسة بسرعة فائقة وبتكلفة زهيدة ولكن مصداقية هذا المصدر تقل وتتضاءل كثيراً عن المصادر الأخرى ولذلك يمكن اعتبارها وسيلة مساعدة بجانب الوسائل الأخرى لاستكمال وإضافة بعض البيانات والمعلومات اللازمة للدراسة.

#### ٤ - المشاهدة والملاحظة والتجربة:

كثير من الدراسات تختص بظواهر يمكن ملاحظتها ومشاهدتها وتسجيل النتائج عنها مثل تسجيل حركة المرور بشارع معين أو على كوبرى ، أو تسجيل ملاحظات عن التهوية أو الإضاءة أو النظافة بموقع معين ، وهناك البحوث والدراسات المعملية والتى تعتمد على التجربة والملاحظة وتسجيل النتائج ، كما إن إلزام الأفراد بتسجيل

ظواهر معينة في سجلات مثل المواليد والوفيات واستخراج تراخيص مرور السيارات مصدر آخر للتسجيل والحصول على المعلومات.

#### الخلاصة:

يمكن للدارس الحصول على المعلومات والبيانات باستخدام طريقة واحدة أو أكثر في بحث واحد لاستكمال بياناته أو للمراجعة عليها.

#### أساليب جمع البيانات:

هناك أسلوبان لجمع البيانات في الدراسات والبحوث المختلفة وهما أسلوب الحصر الشامل وأسلوب العينات ولكل أسلوب مزاياه وعيوبه ويستخدم الباحثون أسلوب دون الآخر كما يمكن الجمع بين الأسلوبين في دراسة واحدة.

#### (١) الحصر الشامل (المجتمع): Complete Census

يعنى أسلوب الحصر الشامل أن الدراسة تشمل كل مفردات المجتمع الإحصائى وعلى الباحث أن يحدد بدقة تعريف المجتمع الإحصائى محل الدراسة ، ويقصد بالمجتمع الإحصائى جميع المفردات التى يجمعها إطار عام واحد أو تتفق فى مجموعة خصائص عامة واحدة.

#### الإطار: Frame

هو القائمة التي تحتوى على جميع المفردات الموجودة داخل المجتمع والمتفقة في نفس الخصائص ، ويتم ترتيب أو ترقيم مفردات المجتمع داخل القائمة أو الإطار ، والإطار السليم هو الذي يشمل جميع مفردات

المجتمع ويمنع التكرار ويمنع الاستبعاد وبالتالى يعتمد على تعريف دقيق لمفردات المجتمع وخصائصه.

#### وينقسم المجتمع إلى نوعين:

#### ١. المجتمع المحدود:

وهذا المجتمع يمكن حصره أو عده ويتم تحديده بوضع تعريف دقيق لإطار المجتمع ومن ثم تحديدجميع المفردات الواقعة داخل هذا الإطار والتي لها نفس خصائص المجتمع مثل: مجتمع طلبة كلية التجارة جميع السنوات الدراسية بجامعة القاهرة خلال العام الجامعي محافظة الملاكي المرخص لها في محافظة القاهرة خلال شهر يناير ٢٠١٤

#### ٢. المجتمع غير المحدود:

وهذه المجتمعات لا يمكن حصرها أو عدها ولكن يمكن وضع خصائص وصفات مميزة لها مثل مجتمع الأسماك في بحيرة ناصر ، ولا يمكن إعداد قائمة مفردات المجتمع ، ودراسة المجتمعات غير المحدودة لا يمكن أن يتم إلا عن طريق دراسة عينة عشوائية من هذه المجتمعات.

# مميزات أسلوب الحصر الشامل:

1. لا تحتاج لتعميم النتائج مثل دراسة العينات وبالتالى تتخلص النتائج من أخطاء الصدفة أو الأخطاء العشوائية والتي لا توجد إلا عند

- دراسة العينات ، وهذا الأسلوب يحقق لنا الثقة الكاملة في النتائج والفرصة لدراسة جميع مفردات المجتمع الإحصائي.
- ٢. يعتبر أسلوب الحصر الشامل هو الأسلوب الأكثر ملائمة في بعض الدراسات مثل التعداد العام للسكان وتعداد المنشآت الصناعية وغيرها وتعداد القوى العاملة.
- ٣. يعتبر أسلوب الحصر الشامل هو الأسلوب الأمثل لدراسة بعض الظواهر التي يترتب على إغفال دراسة بعضها أضرار كبيرة مثل التطعيم.

# عيوب أسلوب الحصر الشامل:

كلما كان المجتمع الإحصائى كبير جداً كلما تطلب وقتاً طويلاً ومجهوداً كبيراً ونفقات باهظة لدراسة المجتمع كاملاً.

#### (٢) أسلوب العينات: Sample

العينة: عبارة عن جزء محدود من مفردات المجتمع الأصلى يتم اختياره بطريقة عشوائية.

الاختيار العشوائي: هو الاختيار الذي يحقق تكافؤ الفرص بين جميع مفردات المجتمع أي هو الاختيار الذي يتم بدون تمييز وبدون تحيز.

# ويتحقق الاختيار العشوائي لمفردات المجتمع بأحد الوسائل التالية:

- أ. طريقة البطاقات أو الكروت المرقمة أو الكور المتماثلة الشكل.
   ب. استخدام الحاسبات الآلية في استخراج العينة عشوائياً.
  - ج. جداول الأرقام العشوائية Table of Random Numbers:

وتعد هذه الجداول على أساس الاختيار العشوائى للأعداد الطبيعية الأساسية العشرة من صفر ، ١ ، ٢ ، ٣ ، ........ ، ٩ وفقاً لترتيب الحصول عليها عشوائياً (سحب مع الإحلال) وتسجل النتائج فى صورة أعمدة وصفوف وتستخدم بعد تحديد حجم المجتمع فى اختيار العينة المطلوبة.

وعلى سبيل المثال: إذا كان حجم المجتمع ٨٠ مفردة مرقمة نجد أن هذا المجتمع يتكون من خانتين [٠] [٨] خانة الآحاد وخانة العشرات وبالتالى يتم الاختيار العشوائى للعينة من عمودين متجاورين ، فإذا كان حجم العينة ٥ مفردات يتم اختيارها كما يلى:

#### نموذج لجداول الأرقام العشوائية

١	•	٦	٣	$\checkmark$	۲	١	
۲	٨	٩	۲	X	٣	٥	$\checkmark$
٧	١	١	٣	$\checkmark$	٩	•	X
٨	۲	٣	٧		•	٦	
•	٩	1	٥		٨	٧	X

نختار المفردة الأولى رقم ٢١ والثانية رقم ٣٥ وتترك الثالثة لأنها خارج إطار المجتمع ونختار المفردة الرابعة رقم ٦ وتترك الخامسة لأنها خارج إطار المجتمع ثم ننتقل لعمودين جديدين ونختار السادسة رقم ٦٣ وتترك السابعة لأنها خارج إطار المجتمع ثم نختار الثامنة رقم ١٣ ويمكن إذا كان حجم العينة كبير بعد الانتهاء من العمود الأول والثانى يتم الاختيار

من العمود الثانى والثالث وهكذا ، (يقوم الباحث باختيار طريقة واحدة ويسجلها ولا يتم تغييرها) وإذا كان حجم المجتمع ٥٠٠ مفردة يتم الاختيار من ٣ أعمدة متجاورة وهكذا.

#### أسباب دراسة العينات:

- 1. توفير الوقت والجهد والتكاليف خاصة إذا كانت ميزانية البحث محدودة والمدة اللازمة لإنجازه محدودة ، أى أن الحجم المناسب للعينة تحدده ميزانية البحث والأفراد والوقت المناسب لإتمامه.
- 7. إذا كانت مفردات المجتمع من النوع الذي يفني أو يتلاشى بتجربته أو استعماله لذلك يضطر الباحث لدراسة عينة حتى لا يقضى على وحدات المجتمع كاملة ، مثل دراسة جودة انتاج أو المواصفات القياسية لسلعة استهلاكية معينة أو دراسة كفاءة بعض منتجات الأسلحة الحربية.
  - ٣. إذا كان المجتمع غير محدود.
  - ٤. التعمق في الدراسة بدلا من السطحية عند دراسة المجتمع.

#### عيوب دراسة العينات:

- 1. لا توفر للباحث بيانات كاملة عن كل مفردات المجتمع وبالتالى تكون نتائج العينة أقل دقة دائماً من نتائج المجتمع لما تحويه من أخطاء الصدفة أو الأخطاء العشوائية.
- تتوقف نتائج الدراسة إلى حد كبير على مدى تمثيل العينة للمجتمع ومدى عشو ائيتها.

وبالرغم من العيوب السابقة فإن إسلوب العينات هو الأكثر شيوعاً واستخداماً خاصة بعد تقدم علم الإحصاء التحليلي.

# أنواع العينات:

يمكن عرض أنواع العينات شائعة الاستخدام فيما يلى:

# (١) العينة العشوائية البسيطة: Simple Random Sample

تصلح العينة العشوائية البسيطة إذا كان حجم المجتمع محدود (صغير) ومتجانس بمعنى أن تكون وحدات المجتمع متشابهة فى الخصائص ونسب تمثيلها فى المجتمع الأصلى تكاد تكون متعادلة تقريباً ، ويتم عادة ترتيب مفردات المجتمع وترقيمها داخل إطار معين ثم تسحب العينة عشوائياً بعد تحديد حجمها بطريقة من الطرق السابقة والتى تحقق تكافؤ الفرص لجميع مفردات المجتمع عند الاختيار.

ويمتاز هذا النوع من العينات بالبساطة وسهولة الاختيار وقلة التكاليف، ومن عيوب العينة العشوائية البسيطة أنها لا تصلح للمجتمعات الكبيرة حيث تحتاج لوقت ومجهود وتكلفة ، كما أنها لا تعبر عن الطبقات المختلفة أو الخصائص المختلفة لمفردات المجتمع إن وجدت وبالتالى لا تسمح بالتحليل الدقيق وتعطى عادةً نتائج عامة.

# (٢) العينة العشوائية المنتظمة: Systematic Random Sample

تصلح العينة العشوائية المنتظمة للمجتمعات كبيرة الحجم ولكن بشرط أن تكون متجانسة أى متشابهة فى الخصائص وبمقتضاها يتم ترقيم ثم ترتيب المجتمع ترتيباً تصاعدياً أو تتازلياً ثم يقسم المجتمع إلى مجموعات متتالية أو متتابعة بحيث يكون عدد المجموعات هو نفس حجم العينة ويتم اختيار

مفردة العينة الأولى من المجموعة الأولى بطريقة العينة العشوائية البسيطة ، ثم يتم تكرار اختيار نفس ترتيب المفردة الأولى فى باقى المجموعات التالية بانتظام.

ويمتاز هذا النوع من العينات بأنه يضمن انتشار أو توزيع العينة على المدى الكبير للمجتمع وعدم تركزها في فئات معينة ، كما يمتاز هذا النوع من العينات بالسهولة في الاختيار وقلة الجهد والتكاليف حيث أن عنصر العشوائية يقتصر على مفردة المجموعة الأولى فقط وباقى الاختيار يتم بانتظام في باقى المجموعات ، ولا يعتبر هذا النوع مناسباً إذا كانت المجموعات غير متجانسة وغير متفقة في الخصائص أو الحجم.

وعلى سبيل المثال: إذا كان لدينا مجتمع حجمه ٥٠ مفردة متجانسة والمطلوب اختيار عينة عشوائية حجمها ٢٠٪ من هذا المجتمع

ن. حجم العينة = ٥٠ 
$$\times \frac{7.}{1..}$$
 = ١٠ مفردات وبالتالى يتم تقسيم المجتمع :.

بعد ترقيمه وترتيبه إلى ١٠ مجموعات (نفس حجم العينة) كما يلى:

المجموعة الأولى : ١ ، (٢) ، ٣ ، ٤ ، ٥

المجموعة الثانية : ٦ ، (٧) ، ٩ ، ٩ ، ١٠

المجموعة الثالثة : ١١، (١٢) ، ١٣، ١٤، ١٥

المجموعة الرابعة : ١٦، (١٧) ، ١٨، ١٩، ٢٠ و هكذا إلى

المجموعة التاسعة : ١٤، (٤٦) ، ٤٤، ٤٥، ٤٥

المجموعة العاشرة : ٤٦، (٤٧) ، ٤٨، ٤٩، ٥٠

ويتم توزيع مفردات العينة العشرة على المجموعات العشرة بحيث يختار من كل مجموعة مفردة واحدة فقط ، ويتم اختيار مفردة المجموعة الأولى عشوائياً بطريقة العينة العشوائية البسيطة ولتكن المفردة المختارة عشوائياً من المجموعة الأولى هي المفردة رقم (٢) ، بعد ذلك يتم تكرار هذا الاختيار وبنفس ترتيب المفردة الأولى في باقى المجموعات أي نضيف دائماً حجم كل مجموعة (٥ مفردات في هذا المثال) على رقم المفردة المختارة عشوائياً لنصل لباقى مفردات العينة في المجموعات التالية بانتظام وبالتالي يتم اختيار المفردات أرقام (٧) ، (١٢) ، (١٢) ، (٢٢) ، (٢٢) ، (٢٢) ، (٢٢) ، (٢٢) ، (٢٢) ، (٢٢) ، (٢٢) ، (٢٢) ، (٢٢) ، (٢٢) ، (٢٢) ، (٢٢) ، (٢٢) ، (٢٢) ، (٢٢) ، (٢٢) .

يتم تقسيم المجتمع إلى 0 مجموعات متتالية المجموعة الأولى من (1-1) والمجموعة الثالثة من (11-7) والمجموعة الثالثة من (11-7) والمجموعة الثالثة من (11-7) والمجموعة الخامسة من (11-7) ثم نختار مفردة المجموعة الأولى عشوائياً فإذا كانت فرضاً هى المفردة رقم (3) نضيف على هذا الرقم طول المجموعة وهو رقم (3) ، (3) ، (3) ، (3) ، (3) ، (3) ، (3) ، (3) ، (3) ، (3) ، (3) .

# (٣) العينة العشوائية الطبقية: Stratified Random Sample

تصلح للمجتمعات الكبيرة غير المتجانسة أو التي تتنوع الخصائص المميزة لمفرداتها ، حيث يتم تقسيم المجتمع إلى مجموعات أو طبقات متجانسة ومتحدة الخصائص أي أن المفردات داخل كل مجموعة تكون متحانسة.

وبين المجموعات وبعضها البعض تكون متباينة وعادةً ما تكون المجموعات مختلفة الحجم ويتم توزيع العينة على الطبقات المختلفة بأحد الأساليب التالية:

# أ - التوزيع المتساوى:

وفيها يتم توزيع العينة على الطبقات المختلفة بالتساوى وهذه الطريقة وإن كانت تضمن تمثيل كل الطبقات في العينة المختارة ولكنها تغفل الأهمية النسبية لكل طبقة ، وتعتبر هذه الطريقة أسهل طرق الاختيار وأقلها تكلفة.

#### ب- التوزيع النسبى:

وفيها يتم توزيع العينة على الطبقات المختلفة بنسبة تمثيل كل طبقة في المجتمع الأصلى حتى نضمن تمثيل جميع طبقات المجتمع وبنفس الحجم النسبي لكل طبقة داخل العينة.

وعلى سبيل المثال: إذا كان لدينا مجتمع حجمه ١٠٠٠ فرد من بينهم ٢٠٠٠ ذكور ، ٤٠٠٠ إناث والمطلوب اختيار عينة عشوائية طبقية حجمها

۲۰٪ من مفردات المجتمع أى تعادل = 
$$\times$$
 ۱۰۰۰ × فرد

ثم يتم توزيع العينة على فئات الذكور والإناث بنسبة تمثيل كل فئة في المجتمع الأصلى كما يلى:

عينة الذكور = 
$$\cdot \cdot \cdot \times \frac{\cdot \cdot \cdot}{\cdot \cdot \cdot}$$
 عينة الذكور =  $\cdot \cdot \cdot \cdot$  فرداً

#### ج\_- التوزيع الأمثل:

قد يكون هناك تباين نسبى داخل إحدى الطبقات وهنا يفضل زيادة نصيب أو نسبة تمثيل هذه الطبقة فى العينة حتى نضمن تمثيل التباين النسبى داخل الطبقة فى العينة المختارة وذلك بالمقارنة بالطبقات ذات التجانس الكامل بين مفرداتها أى أنه عند تحديد حجم عينة كل طبقة يؤخذ فى الاعتبار عنصرين هما: الأول نسبة تمثيل حجم الطبقة فى المجتمع الأصلى والثانى هو تباين أو تشتت المفردات داخل كل طبقة ، ويفيد قياس التشتت داخل كل طبقة بين مفرداتها فى تحديد مدى التجانس أو التباين بين مفردات الطبقة الواحدة وتعتبر هذه الطريقة هى أفضل طرق الاختيار ولكنها أكثر هم تعقيداً وتكلفة.

وبعد تحديد حجم عينة كل طبقة يتم اختيار العينة من داخل الطبقة إما بطريقة العينة العشوائية البسيطة إذا كان حجم الطبقة محدوداً وبالتالى يكون حجم العينة محدوداً أو بطريقة العينة العشوائية المنتظمة إذا كان حجم الطبقة كبيراً ، أى أنه يمكننا الجمع بين ثلاث أنواع من العينات في اختيار واحد ، العينة الطبقية ثم العينة البسيطة والعينة المنتظمة ، وتعتبر العينة العشوائية الطبقية من أفضل أنواع العينات الممثلة للمجتمع تمثيلاً حقيقياً وبذلك تساعد على التحليل العميق والوصول لنتائج جيدة.

(٤) العينة العشوائية متعددة المراحل: Malti-Stage Random Sample وفيها يتم اختيار ويطلق عليها أحياناً العينة العنقودية Cluster Sample وفيها يتم اختيار العينة على عدة خطوات أو مراحل متتابعة أو متتالية وفي كل مرحلة

نختار العينة إما بطريقة العينة العشوائية البسيطة أو بطريقة العينة العشوائية المنتظمة أو بطريقة العينة العشوائية الطبقية.

وعلى سبيل المثال في بحث عن مستوى الأسرة في الريف المصرى يكون من الأفضل الوصول لعينة الأسر على عدة مراحل كما يلى:

# المرحلة الأولى:

نختار عينة محافظات من محافظات الوجه البحرى ومحافظات الوجه القبلي ومن الأنسب أن تكون عينة عشوائية طبقية.

#### المرحلة الثانية:

نختار عينة مدن من داخل عينة المحافظات المختارة إما بطريقة العينة العشوائية البسيطة أو المنتظمة أو الطبقية.

#### المرحلة الثالثة:

نختار عينة قرى من داخل عينة المدن المختارة إما بطريقة العينة العشوائية البسيطة أو المنتظمة أو الطبقية.

#### المرحلة الرابعة:

نختار عينة أسر من داخل عينة القرى المختارة إما بطريقة العينة العشوائية البسيطة أو المنتظمة أو الطبقية.

وتتوقف نوع العينة في كل مرحلة حسب حجم المجتمع ومدى تجانس مفرداته في كل مرحلة على حدة.

# أنواع الأخطاء في البيانات:

# (۱) خطأ التحيز: Biased Error

ويطلق على أخطاء التحيز اصطلاح الأخطاء المنتظمة Systematic Error وهذه الأخطاء توجد عند دراسة العينات وعند دراسة المجتمع ولكنها توجد بصورة أكثر عند دراسة المجتمعات ، وعادة ما تكون هذه الأخطاء في اتجاه واحد إما موجبة أو سالبة ، وهذه الأخطاء مقصودة وتنشأ من المصادر التالية:

أ – التقصير عند دراسة المجتمع (أسلوب الحصر الشامل) من جانب الباحث سواء كان تقصيراً في الوقت أوالجهد أو النفقات ، وأي إهمال أو تقصير من الباحث في مراحل وخطوات البحث المختلفة سواء عند دراسة المجتمع أو دراسة عينة أو عند استيفاء بيانات صحيفة الاستبيان أو نظراً لعدم كفاءة الباحثين أو جامعي البيانات.

ب- أي بيانات خاطئة من مصادرها التاريخية أو الميدانية.

جــ الاختيار غير العشوائى لمفردات العينة بمعنى عدم إعطاء نفس الفرص المتكافئة لجميع مفردات المجتمع عند الاختيار أو عدم وجود إطار سليم للمجتمع من ناحية الشمولية أو التكرار ، أو صعوبة الحصول على بعض بيانات العينة.

د - استخدام أدوات ومقاييس إحصائية غير مناسبة لنوعية البيانات و الدر اسة.

وهذه الأخطاء المنتظمة (أخطاء التحيز) من الصعب على الباحثين تقييمها أو حسابها ودراستها ولابد من القضاء على أسباب وجودها وتخليص البيانات منها وإلا توصل الباحث لنتائج غير دقيقة ولا تتفق مع أهداف وفروض البحث.

# (٢) خطأ الصدفة (الخطأ العشوائي): Random Error

لبس للباحثين أي دخل في نشأة أو وجود أخطاء الصدفة وهذه الأخطاء موجودة عند دراسة العينات فقط ولا توجد عند دراسة المجتمع وتتمثل هذه الأخطاء في الفروق أو الانحرافات بين نتائج استخدام بعض المقاييس والأدوات الإحصائية لظاهرة معينة في العينة وبين نفس نتائج استخدام هذه المقاييس والأدوات الحقيقية في المجتمع ، ويرجع سبب وجود هذه الأخطاء لصغر أو ضآلة حجم العينة عن حجم المجتمع والختيار بعض المفردات عشوائياً دون غيرها في نطاق العينة ، وقد يكون الخطأ العشوائي موجباً أو سالباً ولكن تتعادل دائماً الأخطاء أو الانحرافات الموجبة مع الأخطاء السالبة لجميع العينات التي يمكن اختيارها أو سحبها من المجتمع وإذا فرضنا أن حجم المجتمع (ن) وحجم العينة (١٦) فإن

عدد العينات التي يمكن سحبها أو اختيارها من المجتمع = ن ق

فإذا فرضنا أن المقياس الإحصائي المطلوب هو الوسط الحسابي يلحظ ما يلى:

الوسط الحسابي للمجتمع (م) والأوساط الحسابية للعينات المسحوبة من المجتمع هي:  $\overline{w}_1$  ،  $\overline{w}_2$  ،  $\overline{w}_3$  ،  $\overline{w}_4$  ،  $\overline{w}_5$  المجتمع هي: ويطلق على مجتمع الأوساط الحسابية للعينات توزيع المعاينة كما يطلق على أى انحراف أو فرق بين مركز المجتمع (م) والوسط الحسابى لأى عينة ( $\overline{w}$ ) خطأ الصدفة أو الخطأ العشوائى ويلاحظ على أخطاء الصدفة (العشوائية) الخصائص التالية:

أ - لا توجد إلا في نتائج در اسة العينات فقط.

ب- هذه الأخطاء موجبة أو سالبة ومجموع انحرافات هذه الأخطاء الموجبة والسالبة = صفر

ج - الأخطاء أو الانحرافات الصغيرة هي الأكثر احتمالاً أو شيوعاً من الأخطاء الكبيرة ما لم يكن هناك قراءات أو قيم شاذة في مفردات المجتمع بمعنى أنه كلما زاد التباين أو الانحراف المعياري بين مفردات المجتمع كلما ارتفعت قيم هذه الأخطاء والعكس صحيح.

د - يتناسب الخطأ العشوائى أو خطأ الصدفة تناسب عكسى مع حجم العينة فكلما زاد حجم العينة كلما تضاءل حجم الخطأ العشوائى حتى يتلاشى تماماً عند دراسة المجتمع كاملاً والعكس صحيح.

#### مثال:

وإذا فرضنا أننا أخذنا عينة عشوائية من رقمين فقط فيكون لدينا مجتمع العينات التالى:

(٤، ٧)، (٤، ٩)، (٤، ٩)، (٧، ٩)، (٧، ١٢)، (٩، ١٦) عدد العينات السابقة التي تم سحبها أو اختيارها = ٤ق، = ٦ عينات وتكون الأوساط الحسابية للعينات الست السابقة هي على الترتيب:

$$(1,0)$$
,  $(4,0)$ ,  $(A)$ ,  $(A)$ ,  $(7,0)$ ,  $(9,0)$ 

وتكون الفروق أو الانحرافات بين متوسط المجتمع والأوساط الحسابية للعينات السابقة (خطأ الصدفة) هي على الترتيب:

$$(7,0)$$
,  $(1,0)$ ,  $(\cdot)$ ,  $(\cdot)$ ,  $(1,0-)$ ,  $(7,0-)$ 

وواضح أن مجموع الانحرافات أو الفروق السابقة = صفر

و الوسط الحسابي لمتوسطات العينات السابقة = الوسط الحسابي للمجتمع =  $\Lambda$ 

#### أسئلة على الفصل الأول

- ١. حدد مصادر الحصول على المعلومات والبيانات الإحصائية.
- تكلم عن قواعد تصميم صحيفة الاستبيان وأنواع الأسئلة التي تتضمنها.
  - ٣. تكلم عن طرق جمع البيانات.
  - ٤. حدد مع التقييم أساليب جمع البيانات.
    - ٥. تكلم عن أسباب دراسة العينات.
  - ٦. تكلم عن أنواع الأخطاء في البيانات.
  - ٧. تكلم عن أنواع العينات ومجالات استخدام كل نوع.

# الفصل الثانى تصنيف وتبويب البيانات Classification and Tabulation

#### مقدمة:

بعد جمع البيانات من مصادرها المختلفة يتم مراجعتها مكتبياً لاستبعاد البيانات غير الصحيحة منها أو إعادة تصحيحها أو استكمالها من مراجعها الأصلية سواء كانت تاريخية أو ميدانية ، كما يجب مراجعة مدى تجانس البيانات من ناجية النوع والزمن ووحدات القياس .... إلخ.

ويطلق على البيانات الأولية المجمعة لأغراض البحث أو الدراسة بيانات خام أو بيانات غير مبوبة لذلك تبدأ المرحلة الأولى لتجهيز هذه البيانات عن طريق تصنيفها في مجموعات متجانسة ثم ترتيب وعرض هذه البيانات في جداول إحصائية لتسهيل عملية عرضها وتحليلها لاستنباط النتائج المرجوه منها والاستفادة الكاملة لتحقيق أغراض البحث أو الدراسة.

والجدول الإحصائي ليس له شكل عام موحد يتفق عليه جميع الإحصائيين ولكن له قواعد عامة وشروط يجب مراعاتها عند إعداد أي جدول أو تكوينه وهذه القواعد العامة لا تخرج عن تحديد عنوان للجدول واضح ومختصر ومعبر عن نوعية البيانات التي يشملها الجدول بالإضافة إلى كتابة عناوين لكل الخانات الأفقية والرأسية كل عنوان معبر عن نوعية البيانات داخل الخانة على أن يراعي ترتيب بيانات أي جدول ترتيب زمني أو مكاني أو كمي أو نوعي وأن يوضح بجانب عنوان كل جدول

وحدات القياس المستخدمة داخل الجدول مع استيفاء مصدر كل جدول على حدة.

وإذا كنا بصدد عرض بيانات كمية داخل الجدول لابد من نقسيم هذه البيانات في مجموعات متجانسة يطلق عليها اصطلاح الفئات وذلك في الإطار التالي:

### بند (۱): الفئات:

يمكن تقسيم المتغيرات الكمية إلى النوعين التاليين:

#### 1. المتغيرات المنفصلة Discrete Variables

يطلق عليها المتغيرات الوثابة أو المتقطعة وهذه المتغيرات لا تأخذ إلا قيماً معينة أو محددة فقط خلال مدى أو نطاق معين وعادة ما تختلف قيم عناصرها عن بعضها البعض بأعداد صحيحة موجبة ومن أمثلة المتغيرات المنفصلة أعداد الطلبة ، أعداد السيارات ، أعداد المقررات الدراسية.

#### 7. المتغيرات المتصلة Continuous Variables

وهى المتغيرات التى تأخذ جميع القيم الممكنة خلال فترة أو مدى معين بما فيها القيم الكسرية والقيم السالبة ومن أمثلة المتغيرات المتصلة درجات الحرارة ، حجم السائل ، الأطوال ، الأوزان.

ويقوم الباحث بتقسيم المسافة أو المدى بين أصغر قراءة وأكبر قراءة للمتغير سواء كان منفصل أو متصل إلى مجموعات أو فئات متساوية أو غير متساوية ويتوقف عدد هذه الفئات على حجم البيانات ومدى تركيزها والهدف من البحث ، والفئات المتساوية هي التي تكون على أبعاد أو مسافات متساوية أما الفئات غير المتساوية هي التي تكون على مسافات غير متساوية ، ويكون لكل فئة حد أدنى وحد أعلى ويطلق على المسافة ببنهما طول الفئة حبث:

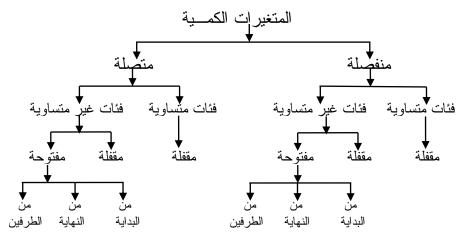
طول الفئة = الحد الأعلى للفئة - الحد الأدنى للفئة ويطلق عل منتصف المسافة بين الحد الأدنى والحد الأعلى مركز الفئة حيث:

وفى الفئات المتساوية مراكزها تكون على أبعاد متساوية والبعد بين كل مركزين يساوى طول الفئة.

والفئات المتساوية يطلق على جداولها دائماً جداول مقفلة أى أن بداية الجدول ونهايته معلومان بمعنى أن الحد الأدنى للفئة الأولى و الحد الأعلى للفئة الأخيرة معلومان ، كما يتوقف تقسيم الفئات إلى متساوية أو غير متساوية على الهدف من الدراسة ونوعية البيانات ومدى تركيزها أو توزيعها خلال المدى بين أكبر قراءة وأصغر قراءة ، أما الفئات غير المتساوية فجداولها قد تكون مقفلة أو مفتوحة والفئات المفتوحة قد تكون مفتوحة من البداية أى أن بداية الجدول أو الحد الأدنى للفئة الأولى يكون غير معروف وقد تكون جداول مفتوحة من النهاية أى أن نهاية الجدول أو غير معروف وقد تكون جداول مفتوحة من النهاية أى أن نهاية الجدول أو

الحد الأعلى للفئة الأخيرة يكون غير معروف وقد تكون الجداول مفتوحة من البداية والنهاية معاً وتكتب الفئات غير المتساوية للمتغيرات المتصلة إما بحدها الأدنى فقط أو بحدها الأعلى فقط.

ويمكن تلخيص أنواع الفئات السابقة في الشكل التالى:



وفيما يلى أمثلة لأنواع الفئات السابقة:

(١) فئات متساوية لمتغير كمي منفصل (مقفلة):

1. - 0

17 - 11

**77 - 17** 

(٢) فئات غير متساوية مقفلة لمتغير كمي منفصل:

1. - 0

T . - 11

**TV - TI** 

٤٠ - ٢٨

تغیر کمی منفصل:	(٣) فئات غير متساوية مفتوحة من البداية لما
	) · -
	10 - 11
	70 – 17
تغیر کمی منفصل:	(٤) فئات غير متساوية مفتوحة من النهاية لم
	1 0
	Y · - 11
	<b>- ۲1</b>
لمتغير كمي منفصل:	(٥) فئات غير متساوية مفتوحة من الطرفين
	Y0 —
	٣٠ – ٢٦
	<b>– ٣1</b>
	(٦) فئات متساوية مقفلة لمتغير كمي متصل:
	- o
	- ··
	- 10
	70 - 7.
صىل:	<ul><li>(٧) فئات غير متساوية مقفلة لمتغير كمى متع</li></ul>
مكتوبة بحدها الأعلى	فئات مكتوبة بحدها الأدنى فئات
0	0
10	·
٣.	- · ·
٥.	- 5 YA

البداية لمتغير كمي متصل:	(٨) فئات غير متساوية مفتوحة من
فئات مكتوبة بحدها الأعلى	فئات مكتوبة بحدها الأدنى
10	أقل من ١٥ –
۲.	10
٣.	<b>Y</b> .
٥,	- 0 ٣.
النهاية لمتغير كمي متصل:	(٩) فئات غير متساوية مفتوحة من
فئات مكتوبة بحدها الأعلى	فئات مكتوبة بحدها الأدنى
1 0	<b>– o</b>
۲.	1.
<b>70</b>	1 A
أكثر من ٣٥	- T.
الطرفين لمتغير كمي متصل:	(۱۰) فئات غير متساوية مفتوحة مز
فئات مكتوبة بحدها الأعلى	فئات مكتوبة بحدها الأدنى
۲.	أقل من ٢٠ –
40	Y.
٣٢	-
أكثر من ٣٢	- 0.
•	

## بند (۲): جداول التوزيعات التكرارية:

(۱) جدول توزیع تکراری لمتغیر واحد

Frequency Table for One Variable

ويطلق عليه جدول تكرارى بسيط Simple Frequency Table إذا كانت الظاهرة محل الدراسة عبارة عن متغير إحصائى واحد مثل أجور

العمال عن شهر يناير ١٩٩٧ ، أطوال عينة من طلبة كلية التجارة السنة الأولى في العام الجامعي ١٩٩٨/١٩٩٧.

ويتم تقسيم بيانات الظاهرة على شكل فئات متساوية أو غير متساوية ثم تفرغ البيانات الفعلية للظاهرة داخل هذه الفئات وكل رقم يمثل بخط مستقيم عمودى بجوار الفئة ثم توضع خطوط متجاورة للبيانات الأخرى وكل ٥ خطوط تأخذ الشكل التالى: ( الله ويطلق عليها حزمة وذلك حتى يسهل عد أو حصر الأعداد المختلفة أمام كل فئة.

ويراعى دائماً عند تقسيم الفئات عدم تكرار أو تداخل حدود الفئات الدنيا والعليا بمعنى أنه عند تفريغ أو توزيع قراءة معينة لا يوجد لها مجال أو مدى إلا فئة واحدة فقط في التقسيم أو الجدول.

ثم يتم عد أو حصر البيانات المفرغة على شكل خطوط وحزم متجاورة في خانة العدد أو التكرار للوصول لجدول التوزيع التكرارى لمتغير واحد كما يتضح من الأمثلة التالية.

### مثال ١:

فيما يلى عينة عشوائية من درجات مادة الإحصاء لعدد ٥٠ طالب من طلبة كلية التجارة جامعة القاهرة مجموعة (أ) عن العام الدراسي ٢٠١٥/٢٠١٤:

المطلوب: توزيع درجات الطلبة في فئات غير متساوية ومنفصلة حسب التقديرات علماً بأن:

ضعیف جداً من ۰ – ٦ ضعیف من ۷ – ۹ مقبول من ۱۰ – ۱۲ جید من ۱۳ – ۱۵ جید جداً من ۱۲ – ۱۷ ممتاز من ۱۸ – ۲۰

#### الحل:

يلاحظ أنه لا يوجد كسور في درجات الطلبة فهي تمثل متغير منفصل مقسم الحي فئات غير متساوية مقفلة كما يلي:

جدول احصائى لمتغير واحد

العدد أو التكرار	تفريغ العينة	الفئات
١.	## ##	٦ - ٠
٣		۹ – ۷
١٤		17 - 1.
١٣		10 - 18
٦	<b>□</b>	١٧ - ١٦
٤		Y 1A
٥,	المجموع	

وإذا رمزنا للفئات بالرمز ف وللعدد أو التكرار بالرمز ك يمكن استنتاج جدول توزيع تكرارى لمتغير واحد كما يلى:

جدول توزيع تكراري لمتغير واحد

<u>ا</u> ک	و.
١.	٦ - ٠
٣	۹ – ۷
١٤	17 - 1.
١٣	10 - 17
٦	1٧ - 17
٤	Y • - 1 A
٥,	مجاك

#### مثال ۲:

فيما يلى عينة عشوائية من ٥٠ مسمار من أحد مصانع إنتاج المسامير الصلب وكانت أطوال هذه المسامير بالسنتيمتر كما يلى:

الحل:

جدول تفريغ بيانات لمتغير واحد

العدد أو التكرار	تفريغ العينة	فئات الأطوال
٤		<b>- \</b>
٧		- 1,0
٧		<b>- 7</b>
١.	<del>         </del>	- ۲,0
٧		<b>−</b> ٣
٥	##	- <b>٣</b> ,0
٥	###	- <b>£</b>
٥	##	0 - £,0
٥,	المجموع	

جدول توزیع تکراری لمتغیر واحد

[ي	و.
٤	<b>- \</b>
٧	- 1,0
٧	<b>- Y</b>
١.	- Y,O
٧	− <b>٣</b>
٥	- T,O
٥	- <b>£</b>
٥	0 - £,0
٥,	مجـ ك

## (٢) جدول توزيع تكرارى لمتغيرين (الجدول المزدوج)

مثال:

Frequency Table for Two Variable (Double Frequency Table)

إذا كانت الظاهرة محل الدراسة تشمل متغيرين معاً في وقت واحد وعلى سبيل المثال إذا كنا بصدد إجراء دراسة على أطوال وأوزان مجموعة من الطلبة أو إجراء دراسة عن أجور وساعات العمل لعمال مصنع معين ، حيث يتم تفريغ بيانات العينة للمتغيرين معاً وفي الخانة المشتركة لفئتي البيان وذلك بنفس طريقة التفريغ السابقة لمتغير واحد وعلى شكل خطوط رأسية وحزم خماسية ثم يتم عد أو حصر الخطوط والحزم للوصول لجدول التوزيع التكراري لمتغيرين معاً كما يتضح من المثال التالى:

فيما يلى أطوال وأوزان عينة من عدد ٤٠ رياضياً في القرية الأوليمبية:

الوزن	الطول	رقم الرياضي	الوزن	الطول	رقم الرياضي
٦١	17.	71	٧٥	1 / •	1
70	177	77	٧٨	140	۲
٨o	19.	77	٧٩	١٨٢	٣
٨٦	١٨٨	۲ ٤	٦人	170	٤
٨.	١٨٢	70	٧.	177	٥
<b>YY</b>	1 / /	77	٧٣	١٧٦	٦
٦٣	170	7 7	٧٥	۱۷۳	٧
٧٤	١٧٤	۲۸	٦٤	170	٨
٨٢	١٨١	۲۹	٧.	١٧.	٩
٧٤	140	٣.	<b>Y</b> ٦	140	١.
<b>٧٦</b>	1 / 1	٣١	<b>YY</b>	1 7 9	11
٦٤	١٦٦	٣٢	٨١	١٨.	١٢
70	178	٣٣	<b>YY</b>	١٧٦	١٣
٧.	١٦٨	٣٤	٧.	1 \ 1	١٤
٧٥	۱۷۳	٣٥	٦人	179	10
٨o	١٨٤	٣٦	人〇	١٨٤	١٦
٨٥	١٨٧	٣٧	۸۳	١٨٠	١٧
٨.	1 7 9	٣٨	۸٧	١٨٨	١٨
70	177	٣٩	٧٣	١٧.	19
٦ ٤	170	٤.	7 \	177	۲.

المطلوب: فرغ العينة السابقة في فئات متساوية متصلة طول كل فئة ٥

الحل:

جدول تفريغ بيانات لمتغيرين

19 100	- ۱۸۰	- 170	- 17.	- 170	- 17.	فئات الطول
						فئات الوزن
_	ı	1	ı	Ш	I	- ۲۰
_	ı	ı	ı	##	I	– ኘዕ
_	ı	=	##		-	- V•
_		##	≡	ı	-	- Yo
_	IIII		_	_	_	- A•
IIII	II	_	_	_	_	۹ ۰ – ۸۵

### جدول توزيع تكرارى لمتغيرين (الجدول المزدوج)

<u>ئ</u> ص	۸۵- ۱۸۰	- 11.	- 170	- 17.	- 170	- 11.	w /
							ص
٥	_	-	-	-	٤	١	- ۲۰
٦	_	-	-	-	٥	١	- 70
٨	_	-	۲	٥	١	-	- Y•
١.	_	١	٥	٤	-	-	- Yo
٥	_	٤	١	_	_	_	- A.
٦	٤	۲	_	_	_	_	910
٤.	£	٧	٨	٩	١.	۲	<u>ځ</u> س

يلاحظ على الجدول السابق ما يلى:

رمزنا لفئات الطول بالرمز س ومجموع تكرارات الطول بالرمز ك س ورمزنا لفئات الوزن بالرمز ص ومجموع تكرارات الوزن بالرمز ك ص ويمكن فصل الجدول المزدوج السابق إلى جدولين مستقلين كما يلى:

جدول توزيع تكراري لمتغير واحد (الأطوال)

<u>ئى</u> س	<b>ن</b>
۲	- 17.
١.	- 170
٩	- <b>\</b> \.
٨	- 170
٧	- ۱۸.
٤	19 110
٤٠	مجـ كس

جدول توزيع تكراري لمتغير واحد (الأوزان)

ك ص	<b>ف</b>
٥	- 7.
٦	- 70
٨	- Y •
١.	- Yo
٥	- A.
٦	۹ ۰ – ۸٥
٤٠	مجــ ك ص

### بند (٣): جداول التوزيعات التكرارية المتجمعة:

#### **Cumulative Frequency Tables**

إذا حولنا الفئات إلى شرائح أو حدود عليا أو دنيا لتجميع التكرارات السابقة كلها أو اللاحقة كلها لحدود فئة معينة أُطلق على الجداول الناتجة جداول تكراراية متجمعة ، وعلى سبيل المثال قد نرغب في مصنع من المصانع تحديد عدد العمال الذين تتراوح أجورهم بين ١٥٠ جنيه ، ٢٠٠

جنيه أى داخل فئة أو مجموعة معينة وفى نفس الوقت إذا كنا نريد تحديد عدد العمال الذين تقل أجورهم عن ١٥٠ جنيه أو تحديد عدد العمال الذين تزيد أجورهم عن ٢٠٠ جنيه نجد أن الفئة تحولت إلى حد أعلى فى الحالة الأولى وتحولت إلى حد أدنى فى الحالة الثانية.

مما سبق يمكن إعداد نوعين من جداول التوزيعات التكرارية المتجمعة:

### (١) جدول التوزيع التكراري المتجمع الصاعد:

وفيه يتم تحويل الفئات إلى حدود عليا ومن ثم يتم تجميع التكرارات السابقة لهذه الحدود العليا كما يتضح ذلك من المثالين التالين:

## مثال (١) (فئات مكتوبة بحدها الأدني):

فيما يلى توزيع أجور عينة عشوائية من العاملين بأحد المصانع حجمها الماعد: المطلوب تكوين جدول التوزيع التكراري المتجمع الصاعد:

جدول التوزيع التكرارى المتجمع الصاعد

التكرارات المتجمعة	الفئات المتجمعة	التكرارات	الفئات
الصاعدة	الصاعدة	<u>(5)</u>	ف
صفر (۰)	أقل من ١٠٠	۲.	- 1
٠٢(ك,)	أقل من ١٥٠	30	- 10.
٥٥(ك,+ك)	أقل من ۲۰۰	70	- Y
٠ ٨ (ك ، +ك ، +ك ،	أقل من ۲۵۰	10	- 40.
٥ ٩ (ك ، +ك ، +ك ، +ك ؛ )	أقل من ٣٠٠	٥	ToT
(o5+55+45+45+15)1	۳۵۰ فأقل	١	مجـ ك

واضح من الجدول السابق أن التكرارات المتجمعة متراكمة وتصاعدية بدأت من صفر ثم التكرار الأول ثم التكرار الأول والثانى وهكذا إلى أن وصلت إلى المجموع الكلى للتكرارات.

## مثال (٢) (فئات مكتوبة بحدها الأعلى):

فيما يلى توزيع عدد ١٠٠ طالب اختيروا عشوائيا حسب درجاتهم في مادة إدارة الأعمال والمطلوب تكوين جدول التوزيع التكراري المتجمع الصاعد:

جدول التوزيع التكرارى المتجمع الصاعد

التكرارات المتجمعة	الفئات المتجمعة	التكرارات	الفئات
الصاعدة	الصاعدة	أی	ف
٠ (ك.)	٤ فأقل	١.	٤ -
٥٢ (ك ، +ك ، )	٨ فأقل	10	Λ -
٠٥(ك,+ك,+ك,	۱۲ فأقل	70	17 -
٥٨(ك, +ك, +ك, +ك, +ك) ٨٥	١٦ فأقل	40	۱٦ -
(o5+55+45+45+15)1	۲۰ فأقل	10	۲. –
		١	مجـ ك

#### (٢) جدول التوزيع التكراري المتجمع الهابط:

وفيه يتم تحويل الفئات إلى حدود دنيا ومن ثم يتم تجميع التكرارات اللاحقة لهذه الحدود الدنيا كما يتضح من إعادة حل المثالين السابقين:

## مثال (١) (فئات مكتوبة بحدها الأدني):

جدول التوزيع التكرارى المتجمع الهابط

التكرارات المتجمعة	الفئات المتجمعة	التكرارات	الفئات
الصاعدة	الصاعدة	ك	و
( ال ( ال الله الله ١٠١٠ ) ١٠٠ ( الله ١٠١٤ )	۱۰۰ فأكثر	۲.	- 1
(0)+(2)+(2)+(2)/·	۱۵۰ فأكثر	40	- 10.
٥٤ (ك-+ك، +ك، )	۲۰۰ فأكثر	70	- Y
٠ ٢ (ك ٤ + ك ٥)	۲۵۰ فأكثر	10	- Yo.
٥(ك٥)	۳۰۰ فأكثر	٥	۳٥،-۳،،
صفر (۰)	أكثر من ٣٥٠	١	مجـ ك

واضح من الجدول السابق أن التكرارات المتجمعة تنازلية أو متناقصة بدأت بمجموع التكرارات ثم تناقصت بمقدار التكرار الأول ثم التكرار الأول والثاني وهكذا إلى أن تلاشت تماماً.

# مثال (٢) (فئات مكتوبة بحدها الأعلى):

### جدول التوزيع التكرارى المتجمع الهابط

التكرارات المتجمعة	الفئات المتجمعة	التكرارات	الفئات
الصاعدة	الصاعدة	ك	و.
( ال ( ال الله الله ١٠٠ اله ١٠ الله ١٠ الله ١٠ الله ١٠ الله ١٠٠ الله ١٠٠ الله ١٠٠ الله ١٠٠ الله ١٠٠ ال	صفر فأكثر	١.	٤ -
(05+50+45)4.	أكثر من ٤	10	Λ -
٥٧(ك-+ك ٤+ك ٥)	أكثر من ٨	70	17 -
، د (ك ١٤٠٤)	أكثر من ١٢	٣٥	۱٦ -
٥١(ك٥)	أكثر من ١٦	10	۲. –
صفر (۰)	أكثر من ٢٠	١	مجـ ك

#### تمارين على الفصل الثاني

 ١ - فيما يلى عينة عشوائية من درجات ١٠ طالب في مادة الرياضة البحتة لطلبة كلبة التجارة جامغة القاهرة:

٢- فيما يلى الفروق فى أطوال نوع من قطع غيار السيارات بالملليميتر فى
 عبنة عشو ائبة حجمها ٥٠ قطعة:

المطلوب تفریغ العینة السابقة فی فئات متساویة ومتصلة مناسبة و تکوین جدول توزیع تکراری لمتغیر و احد.

٣- فيما يلى عينة عشوائية من أجور عمال مصنع وعدد الوحدات المنتجة
 في اسبوع إذا كان حجم العينة ٥٠ عامل:

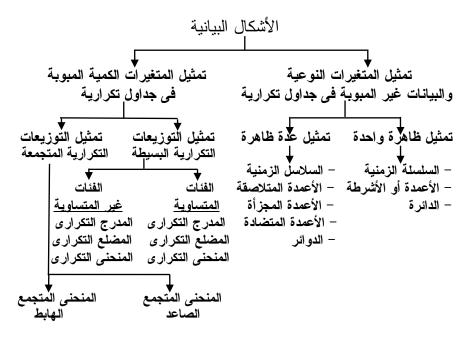
عدد الوحدات المنتجة	الأجر	العامل	عدد الوحدات المنتجة ١٥	الأجر	العامل
المنتجة			المنتجة		
١٦	٣٢	77	10	۲.	١
10	٤٣	77	١٨	70	۲
7 ٣	٤٧	7.7	١٦	٤٠	٣
44	٣٤	49	1 🗸	٣٥	٤
1 🗸	۲ ٤	٣.	١٢	7 7	٥
١٤	10	٣١	۲.	10	٦
١٣	١٨	44	10	١٢	٧
۲۱	1 Y	٣٣	١٦	۲ ٤	٨
١٢	30	٣٤	۲.	٤٥	٩
10	٤٤	٣٥	١.	٣٢	١.
٣٤	٥٢	٣٦	١٤	٣٦	11
١٦	77	٣٧	1 🗸	۲ ٤	17
١٤	٣١	٣٨	10	٣٤	١٣
١٣	٣٩	٣9	١٤	٤٦	١٤
77	70	٤.	١٨	70	10
70	7.7	٤١	70	1 🗸	١٦
١٤	77	٤٢	7 \	٥٣	1 Y
١.	١٤	٤٣	17	٤٨	١٨
10	١٨	٤٤	74	٥,	١٩
77	77	٤٥	١٤	70	۲.
70	٤٦	٤٦	١٦	30	71
7 7	٤٧	٤٧	١.	10	77
79	٥,	٤٨	١٣	1 \	73
٣.	٤٨	٤٩	70	٣٦	7 £
٣٥	77	٥,	۲۸	٣.	70

فرغ بيانات العينة السابقة في جدول توزيع تكراري مزدوج في شكل فئات متساوية متصلة.

# الفصل الثالث العرض البيانى Graphical Presentation

#### مقدمة:

يتم عرض الظواهر والمتغيرات المختلفة سواء كانت متغيرات وصفية أو كمية مبوبة أو غير مبوبة فى جداول تكرارية فى شكل رسم بيانى مناسب بهدف العرض الدقيق الواضح للظواهر المختلفة إما لبيان تطورها التاريخى أو لإجراء المقارنات وتحديد العلاقات بين المتغيرات المختلفة ، وتتم دراستنا فى هذا الفصل وفقاً للتبويب والتقسيم التالى:



### بند (١): تمثيل المتغيرات النوعية والبيانات غير المبوية:

## أو لاً: تمثيل ظاهرة واحدة:

### (۱) السلسلة الزمنية Time Series

السلسلة الزمنية عبارة عن علاقة بين متغيرين أحدهما الزمن والآخر أحد الظواهر الاقتصادية الهامة. وتبين السلسلة الزمنية التطور التاريخي أو الزمني للظاهرة على مدار مجموعة من السنوات أو الفترات الزمنية المتتالية والمنتظمة ، ويمكن توضيح شكل السلسلة الزمنية من خلال المثال التالي.

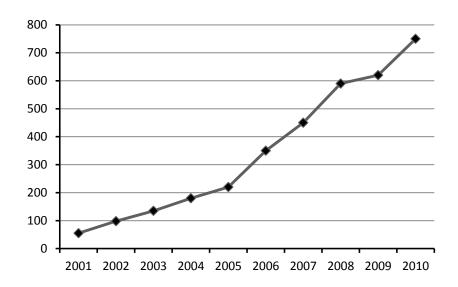
مثال:

فيما يلى بيان بتطور الصادرات المصرية من سلعة معينة بالألف جنيه مصرى:

۲.۱.	۲9	۲۸	۲٧	۲.,٦	۲۰۰۰	۲٠٠٤	۲۳	۲۲	۲۱	السنة
٧٥.	٦٢.	09.	٤٥,	٣٥.	۲۲.	١٨٠	100	٩٨	00	الصادرات

#### الحل:

يتم تمثيل السنوات على المحور الأفقى بمسافات متساوية ويتم تمثيل قيم الصادرات على المحور الرأسى بمسافات متساوية كما يلى:



## Bar or Column Charts الأعمدة أو الأشرطة

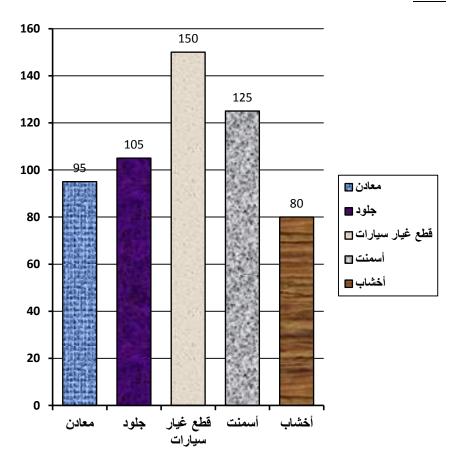
يتم تمثيل المتغير النوعى أو المتغير الكمى غير المبوب على المحور الأفقى والقيم على المحور الرأسى وتكون القيم على المحور الرأسى على مسافات متساوية تبدأ بالصفر من نقطة الأصل ، ويمثل كل متغير بعمود ارتفاعه يساوى قيمة المتغير وعرض العمود على المحور الأفقى يكون متساوى لجميع الأعمدة ويترك بين الأعمدة مسافات متساوية ويراعى أن المسافة المتروكة بين كل عمودين تكون أقل من قاعدة العمود.

ويكون لكل عمود لون أو شكل مختلف ويمكن كتابة قيمة كل عمود أعلاه ويكون للرسم مفتاح يبين شرح كل عمود بنفس اللون أو الشكل.

مثال:

اعرض بيانات الجدول التالى في شكل أعمدة

الواردات معادن جلود قطع غيار سيارات اسمنت أخشاب القيمة بالمليون ٩٥ ١٠٥ ١٠٥ ١٠٥ الحل:



#### (٣) الدائرة Pie Chart

تعبر المساحة الكلية للدائرة (٣٦٠°) عن اجمالى قيم المتغير النوعى أو الكمى غير المبوب ولذلك يتم تحويل القيم المختلفة للمتغير إلى درجات مقابلة وذلك بعد تحويل القيم المختلفة المطلقة للمتغير إلى قيم نسبية ثم توزيع درجات مركز الدائرة (٣٦٠°) على هذه القيم النسبية ، ويتم رسم دائرة بحجم مناسب ثم يرسم نصف قطر الدائرة ونبدأ بقياس المساحة الأولى للمتغير بالدرجات على المنقلة من نصف القطر وهكذا إلى أن يتم توزيع درجات الدائرة كاملة على النسب المختلفة للمتغير كما يتضح من المثال التالى.

#### مثال:

اعرض بيانات الجدول التالي في شكل دائرة مناسبة:

المجموع	قمح	قطن	شعير	ذرة	الغلة
١٠٨٠	770	٤٠٥	١٨٠	۲٧.	الانتاج بالألف جنيه

#### الحل:

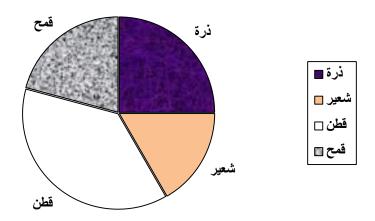
$$^{\circ}$$
 الدرجة =  $\frac{^{\circ}}{^{\circ}}$  المتغير  $^{\circ}$   $^{\circ}$   $^{\circ}$   $^{\circ}$  القيم  $^{\circ}$   $^{\circ}$  القيم  $^{\circ}$   $^{\circ}$  القيم  $^{\circ}$   $^{\circ}$  القيم  $^{\circ}$ 

$$^{\circ}$$
 ۹۰ =  $^{\circ}$  ۳۲۰  $\times \frac{^{7}}{^{1}}$  الذرة =  $\frac{^{\circ}}{^{1}}$ 

$$^{\circ}$$
 الدرجة التي تقابل الشعير =  $\frac{110}{100}$ 

$$^{\circ}$$
 ۱۳۵ =  $^{\circ}$  ۳۲،  $\times \frac{5.0}{1.1}$  الدرجة التي تقابل القطن

$$^{\circ}$$
 الدرجة التي تقابل القمح =  $^{\circ}$  ٣٦٠  $\times$   $\frac{^{\circ}}{^{\circ}}$  الدرجة التي تقابل القمح =  $^{\circ}$ 



# ثانياً: تمثيل عدة ظواهر:

## (۱) السلاسل الزمنية Time Series

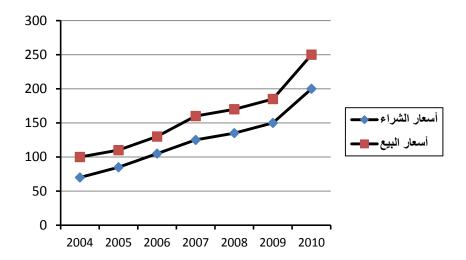
إذا كان لدينا عدة ظواهر يتم تمثيل كل ظاهرة بسلسلة زمنية على نفس الرسم البياني وبنفس القواعد السابقة كما يتضح من المثال التالي.

#### مثال:

# اعرض الجدول التالى في شكل سلاسل زمنية:

7.1.	۲٩	۲۸	۲٧	۲۲	۲٥	۲٤	السنة
۲.,	10.	170	170	1.0	٨٥	٧.	أسعار الشراء
70.	110	١٧.	١٦.	۱۳.	11.	٠.,	أسعار البيع

#### الحل:



## يتضح من الرسم السابق ما يلى:

- يمثل الخط البياني العلوى السلسلة الزمنية للمبيعات.
- يمثل الخط البياني السفلي السلسلة الزمنية للمشتريات.
- تمثل المساحة بينهما الفرق بين رقمى المبيعات والمشتريات (حجم الأرباح)

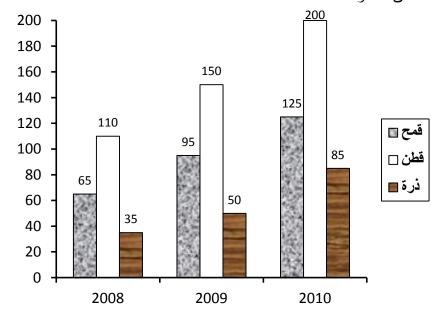
## Grouped Bars الأعمدة المتلاصقة (٢)

يتم تمثيل كل مجموعة من الظواهر أو كل مجموعة من المتغيرات بمجموعة متلاصقة من الأعمدة ويراعى تساوى قواعد الأعمدة المتلاصقة على المحور الأفقى على أن يترك بين كل مجموعة من الأعمدة المتلاصقة مسافات متساوية.

مثال: اعرض البيانات التالية في شكل أعمدة متلاصقة

المجموع	7.1.	79	7	السنو ات الغلة
710	170	90	70	قمح
٤٦٠	۲.,	10.	11.	قطن
1 / •	ДО	٥,	٣٥	ذرة
910	٤١٠	790	۲۱.	المجموع

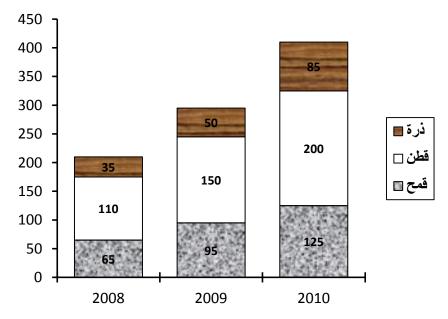
يمكن عمل ثلاث مجموعات من الأعمدة المتلاصقة كل مجموعة تمثل سنة ميلادية وكل مجموعة تتكون من ثلاث أعمدة يمثل كل عمود منها غلة من الغلال كما يمكن عمل عمود رابع ملاصق بمجموع الغلال، ويمكن أيضا عمل ثلاث مجموعات من الأعمدة المتلاصقة كل مجموعة تمثل غلة تتكون من ثلاث أعمدة متلاصقة كل عمود منها يمثل سنة ميلادية ، كما يمكن عمل عمود رابع ملاصق يمثل اجمالي الإنتاج في كل سنة من السنوات الثلاث.



## (٣) الأعمدة المجزأة Component-Part Bar

بمقتضاها يتم تمثيل مجموع قيم كل ظاهرة بعمود يتم تقسيمه أو تجزئته حسب القيم الفرعية المختلفة المكونة للظاهرة وتمتاز هذه الطريقة بأن العمود الواحد يمثل الجموع الكلى لقيم الظاهرة بالإضافة إلى القيم الفرعية للمتغير وبالتالى يحتاج لمساحة أقل في الرسم البياني بالمقارنة بطريقة الأعمدة المتلاصقة.

## ويمكن حل لمثال السابق بطريقة الأعمدة المجزأة كما يلى:



## (٤) طريقة الأعمدة المتضادة Duo-Directional Bar Chart

إذا كان لدينا ظاهرتين إحداهما ذات قيم موجبة والأخرى ذات قيم سالبة مثل درجات الحرارة - الأرباح والخسائر - الميزان التجارى لبعض الدول فيتم تقسيم صفحة الرسم البياني إلى قسمين أعلى وأسفل المحور

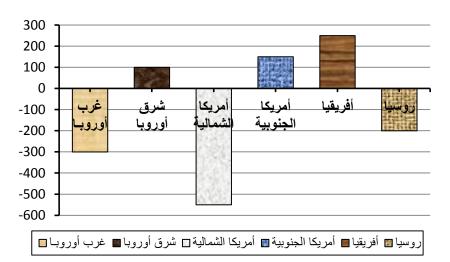
الأفقى ، حيث تمثل القيم الموجبة أعلى المحور الأفقى والقيم السالبة أسفل المحور الأفقى.

مثال:

فيما يلى الميزان التجارى بين مصر وبعض الدول: (القيم بالمليون جنيه)

روسيا	أفريقيا	أمريكا	أمريكا	شرق	غرب	الدولة
		الجنوبية	الشمالية	أوروبا	أوروبا	
۲	70.+	10.+	00.	١+	۳	الميزان التجارى

### الحل:



### (٥) الدوائر Pies

إذا كان لدينا عدة ظواهر والمطلوب عرضها على شكل دوائر ، يتم تمثيل كل ظاهرة بدائرة مستقلة على أن تتناسب مساحات الدوائر المختلفة مع اجمالى قيم كل ظاهرة على حدة وبعد تحديد نصف قطر كل دائرة يتم تقسيم الدائرة (٣٦٠°) على المتغير النوعى النسبى لكل ظاهرة على حدة كما يلى:

بفرض أن لدينا ظاهرتين فقط:

$$\frac{di\bar{b}}{\gamma} = \frac{di\bar{b}}{\gamma} = \frac{1}{\gamma}$$

$$\frac{1}{\gamma} = \frac{1}{\gamma}$$

$$\frac{1}{\gamma} = \frac{1}{\gamma}$$

$$\frac{1}{\gamma} = \frac{1}{\gamma}$$

$$\frac{1}{\gamma} = \frac{1}{\gamma}$$

وهكذا إذا كان لدينا أكثر من ظاهرتين فإن النسبة بين أنصاف الأقطار للدوائر المختلفة الممثلة لكل ظاهرة على حدة كالنسبة بين الجذور التربيعية لإجمالي قيم كل ظاهرة على حدة كما يلي:

/ مجموع قيم الظاهرة ١ : / مجموع قيم الظاهرة ٢ : / مجموع قيم الظاهرة ٣

مثال:

اعرض الجدول التالي في شكل دوائر مناسبة

79	7	الغلة	
٧٥	٣.	قمح	
١	٥,	قطن	
٥,	۲.	ذرة	
770	١	المجموع	

#### الحل:

يتم تمثيل كل سنة بدائرة مستقلة ولتحديد أنصاف أقطار كل دائرة على حدة نجد أن:

نق، : نق،

770V : 7..V

10:1.

۲ سم : ۳ سم

# توزيع درجات الدائرة الأولى لعام ٢٠٠٧ على القيم النسبية للغلال:

$$^{\circ}$$
 ۱۰۸ =  $^{\circ}$  ۳۲۰ X  $\frac{\pi}{1..}$  = ۱۰۸ الدرجة التي تقابل القمح

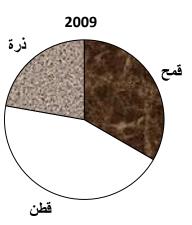
$$^{\circ}$$
 الدرجة التي تقابل القطن =  $\frac{^{\circ}}{1..}$   $\times$  ۳٦.  $\times$ 

°٣7.

# توزيع درجات الدائرة الثانية لعام ٢٠٠٩ على القيم النسبية للغلال:

الدرجة التي تقابل القمح = 
$$\frac{0.0}{0.00}$$
 × ۳٦٠ ×  $\frac{0.0}{0.00}$  ، ۱٦٠ =  $0.00$  ° ۳٦٠ ×  $\frac{0.00}{0.00}$  الدرجة التي تقابل الذرة =  $\frac{0.00}{0.00}$  × ۳٦٠ ×  $\frac{0.00}{0.00}$  الدرجة التي تقابل الذرة =  $\frac{0.00}{0.00}$ 







# بند (٢): تمثيل المتغيرات الكمية المبوية في جداول تكرارية:

## أولاً: تمثيل التوزيعات التكرارية البسيطة:

#### ١ - تمثيل الفئات المتساوية:

### أ. المدرج التكراري Histogram

يتم تمثيل التكرارات على المحور الرأسى بمقياس رسم مناسب ويتم تمثيل الفئات المتساوية على المحور الأفقى بمسافات متساوية وبمقياس رسم مناسب أيضاً ، ويتم تمثيل كل فئة بعمود ارتفاعه يمثل التكرار وقاعدته تمثل طول الفئة وتكون الأعمدة متصلة أو متلاصقة لأن الفئات متصلة , وتظلل الأعمدة كلها بلون واحد لأننا بصدد عرض متغير واحد فقط ، ويتم المقارنة بين ارتفاعات الأعمدة لأن القواعد متساوية وثابتة ، ومساحة الأعمدة تعبر عن حجم التكرارات ومجموع مساحات الأعمدة تعبر عن المجموع الكلى للتكرارات.

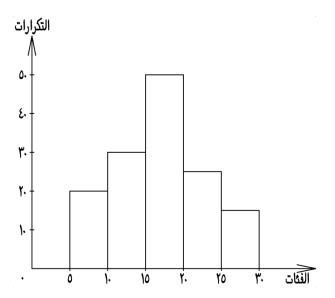
وبما أن القاعدة الثابتة وهي طول الفئة لذلك عند المقارنة يتم المقارنة بين ارتفاعات الأعمدة فقط.

#### مثال:

### ارسم المدرج التكراري للتوزيع التالي:

۳۰-۲۵	-7.	-10	-1.	-0	فئات
10	70	٥,	٣.	۲.	تكرارات

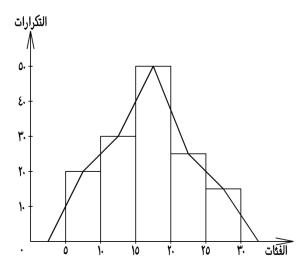
#### الحل:



## ب. المضلع التكراري Frequency Polygon

يمكن رسم المضلع التكرارى مع المدرج التكرارى وذلك بأن ننصف رؤوس الأعمدة بنقط أى نضع نقط فوق مراكز الفئات وبجانب كل قيمة أو تكرار على حدة ثم نصل بين كل نقطتين بخط مستقيم والخط المنكسر الناتج يطلق عليه المضلع التكرارى.

## حل المثال السابق برسم المضلع التكرارى:



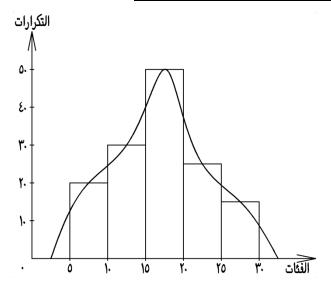
ويلاحظ من الرسم السابق أن المساحة المحصورة بين المضلع التكرارى والمحور الأفقى هى نفس مساحة المدرج التكرارى (مجموع مساحات الأعمدة المختلفة) فهناك مساحات خارج المضلع التكرارى وتدخل مع المدرج التكرارى والعكس هناك مساحات تدخل تحت المضلع التكرارى ولا تدخل ضمن مساحة المدرج التكرارى وهذه المساحات الداخلة والخارجة عبارة عن مساحات مثلثات متطابقة تماماً ، كما يمكن رسم المضلع التكرارى بدون رسم المدرج التكرارى وذلك بأن نضع نقط فوق مراكز الفئات وأمام التكرارات الممثلة لها ثم نصل بين كل نقطتين بخط مستقيم.

### ج. المنحنى التكراري Frequency Curve

عبارة عن المضلع التكرارى ولكن بعد تمهيد خطوط المضلع التكرارى المستقيمة والمنكسرة بحيث لا يوجد نقط ركنية ، ويمكن أيضاً رسم المنحنى التكرارى عن طريق المدرج التكرارى وذلك بأن ننصف رؤوس الأعمدة بنقط أى نضع نقط أمام مراكز الفئات ثم يتم تمهيد منحنى يمر

بهذه النقط وأيضاً المساحة المحصورة بين المنحنى التكرارى والمحور الأفقى هى نفس المساحة المحصورة بين المضلع التكرارى والمحور الأفقى وهى نفس مساحة المدرج التكرارى ممثلاً فى مساحات الأعمدة المختلفة.

### رسم المنحنى التكراري في المثال السابق:



### ٢- تمثيل الفئات غير المتساوية:

فى الفئات المتساوية يتم المقارنة بين ارتفاعات الأعمدة المختلفة لأن القواعد متساوية ولكن إذا اختلفت أطوال الفئات لا نستطيع المقارنة بين ارتفاعات الأعمدة إلا إذا عدلنا التكرارات للوحدة الواحدة من طول الفئة وبمعنى آخر نقوم بحساب تكرارات معدلة وذلك بقسمة كل تكرار على طول الفئة المناظرة ويمثل التكرار المعدل متوسط نصيب وحدة الطول الواحدة داخل الفئة من كل تكرار ثم نقوم برسم التكرارات المعدلة بدلاً

من التكرارات الأصلية وهنا يمكن المقارنة بين ارتفاعات هذه التكرارات المعدلة حيث أن كلها تمثل تكرارات لوحدة طول واحدة داخل كل فئة وبالتالى يلغى تأثير أطوال الفئات المختلفة ويتم المقارنة بين ارتفاعات التكرارات المعدلة.

 $\frac{\mathrm{i} 2 \sqrt{\mathrm{l}}}{\mathrm{l} 1}$  التكر ار المعدل =  $\frac{\mathrm{i} 2 \sqrt{\mathrm{l}}}{\mathrm{deb}}$  الفئة

## أ. المدرج التكراري Histogram

يتم تمثيل الفئات غير المتساوية بأطوالها الفعلية على المحور الأفقى وبمقياس رسم مناسب ويتم تمثيل التكرارات المعدلة على المحور الرأسى ويتم رسم المدرج التكرارى بنفس القواعد السابقة:

مثال:

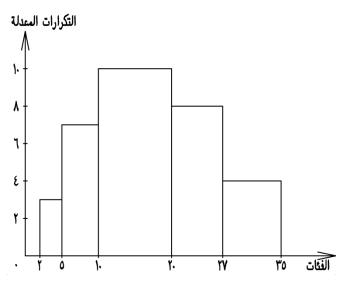
# ارسم المدرج التكراري للتوزيع التالي:

<b>70-7</b>	-7.	-1.	-0	-7	فئات
٣٢	٥٦	١	٣٥	٩	تكرارات

#### الحل:

### جدول التكرارات المعدلة

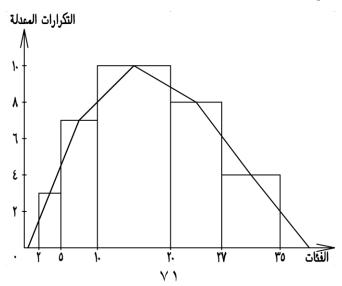
التكرار المعدل	طول الفئة	التكر ارات	الفئات
<b></b>	ط	ك	و.
٣	٣	٩	-۲
٧	٥	٣٥	-0
١.	١.	1	-1.
٨	٧	٥٦	-7.
٤	٨	٣٢	<b>70-77</b>



ب. المضلع التكراري Frequency Poiygon

بنفس الطريقة السابقة ننصف رؤوس أعمدة المدرج التكرارى المرسوم على أساس التكرارات المعدلة، أى نضع نقط أمام مراكز الفئات ثم نصل بين كل نقطتين بخط مستقيم للحصول على المضلع التكرارى.

### رسم المضلع التكراري في المثال السابق:

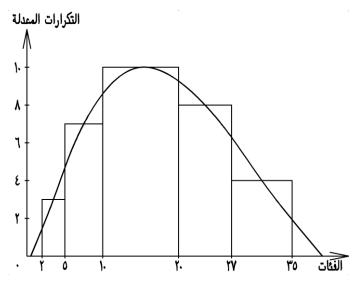


ويلاحظ أننا قفلنا المضلع التكرارى على المحور الأفقى وذلك بفرض أن طول الفئة قبل الفئة الأولى تعادل طول الفئة الأولى تماماً وطول الفئة بعد الفئة الأخيرة تعادل طول الفئة الأخيرة تماماً حتى تتساوى المساحة المحصورة بين المضلع التكرارى والمحور الأفقى مع مساحة المدرج التكرارى تماماً.

## ج. المنحنى التكراري Frequency Curve

يمكن رسم المنحنى التكرارى عن طريق المدرج التكرارى وذلك بأن ننصف رؤوس الأعمدة بنقط أى يتم وضع نقط أمام التكرارات وفوق مراكز الفئات ويتم التوصيل بين هذه النقط بمنحنى ممهد أو يتم رسم المنحنى التكرارى بدون المدرج التكرارى كما يتضح من حل المثال السابق للتكرارات المعدلة.

## رسم المنحنى التكرارى في المثال السابق:



وبنفس الطريقة السابقة قفانا المنحنى التكراري مع المحور الأفقى.

مثال:

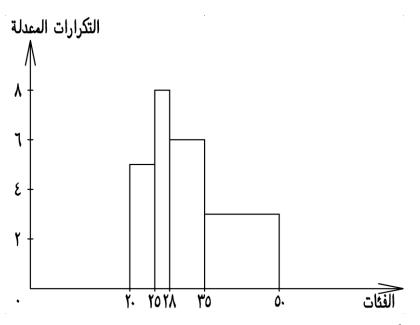
ارسم المدرج التكراري للتوزيع التالي:

ك	е.
١.	۲
70	Y 0-
۲ ٤	۲۸-
٤٢	٣٥-
٤٥	o • –
٥	أكثر من ٥٠

#### الحل:

يلاحظ أن الجدول السابق مفتوح من الطرفين (من بدايته ومن نهايته) وعند رسم المدرج التكرارى لابد من تعديل التكرارات أولاً ثم تهمل الفئة الأولى بتكراراتها والفئة الأخيرة بتكراراتها عند الرسم كما يلى:

<u>خ</u>	ط	<u>ئ</u>	ف
		<b>\</b> .	Y . —
٥	٥	70	Y 0-
٨	٣	۲ ٤	۲۸-
٦	٧	٤٢	<b>70</b> -
٣	10	٤٥	o . –
		0	أكثر من ٥٠



ثانياً: تمثيل التوزيعات التكرارية المتجمعة:

### (١) المنحنى المتجمع الصاعد:

لرسم المنحنى المتجمع الصاعد لابد من إعداد جدول التوزيع التكرارى المتجمع الصاعد أولاً ثم تمثل الحدود العليا للفئات على المحور الأفقى والتكرارات المتجمعة الصاعدة على المحور الرأسي.

ويفيد هذا الرسم فى تحديد أى تكرارات متجمعة تقل عن حد أدنى معين من الفئات غير الواردة أساساً بجدول التوزيع التكرارى المتجمع الصاعد ، كما يفيد فى تحديد التكرارات المتجمعة التى تتراوح بين حدين للفئات وأيضاً هذان الحدان المفروض أنهما غير واردان مباشرة بجدول التوزيع التكرارى المتجمع الصاعد.

ويتم وضع نقط التكرارات المتجمعة فوق الحدود العليا للفئات مباشرة ثم التوصيل بين هذه النقط بمنحنى ممهد سنجد أنه يأخذ الاتجاه التصاعدى لأعلى جهة اليمين من الرسم البيانى لأن التكرارات المتجمعة متزايدة.

#### مثال:

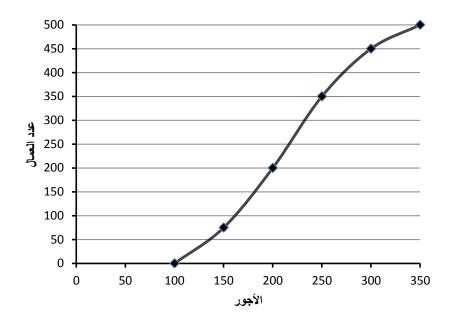
<b>ror</b>	-70.	-7	-10.	-1	فئات الأجر بالجنيه
87	०२	١	٣٥	٩	عدد العمال

ارسم المنحنى المتجمع الصباعد

#### الحل:

## جدول التوزيع التكرارى المتجمع الصاعد

تكرارات	فئات متجمعة	عدد العمال	فئات الأجر
متجمعة صاعدة	صاعدة		
•	أقل من ١٠٠	٧٥	-1
٧٥	أقل من ١٥٠	170	-10.
۲.,	أقل من ٢٠٠	10.	-7
٣٥.	أقل من ٢٥٠	١	-70.
٤٥٠	أقل من ٣٠٠	٥.	<b>707</b>
0	۳۵۰ فأقل	0	المجموع



### من الرسم السابق احسب ما يلى:

١- عدد العمال الذين تقل أجورهم عن ١٧٥ جنيه

نقيم عمود على المحور الأفقى عند القيمة ١٧٥ ومن نقطة تقاطعه مع المنحنى المتجمع الصاعد نرسم موازياً للمحور الأفقى فيتحدد عدد العمال على المحور الرأسي = ١٤٠ عامل تقريباً.

۲- حدد عدد العمال الذين تتراوح أجورهم بين ۱۷۵ جنيه ، ۲۷۵ جنيه ثم حدد نسبتهم.

بنفس الطريقة السابقة نقيم عمودين عند الأجرين ١٧٥ جنيه ، ٢٧٥ جنيه ومن نقط تقاطعهما مع المنحنى المتجمع الصاعد نرسم خطين موازيين للمحور الأفقى فيتحدد عدد العمال بالفرق بين القراءتين المحددتين على المحور الرأسى.

عدد العمال الذين تقل أجورهم عن ٢٧٥ جنيه = ٤٠٠ عامل تقريباً عدد العمال الذين تقل أجورهم عن ١٧٥ جنيه = ١٤٠ عامل تقريباً .. عدد العمال الذين تتراوح أجورهم بين ١٧٥ جنيه ، ٢٧٥ جنيه = ٢٠٠ عاملاً تقريباً

النسبة المئوية للعمال الذين تتراوح أجورهم بين ١٧٥ جنيه ، ٢٧٥ جنيه =  $\frac{77}{...} \times 1.0$ 

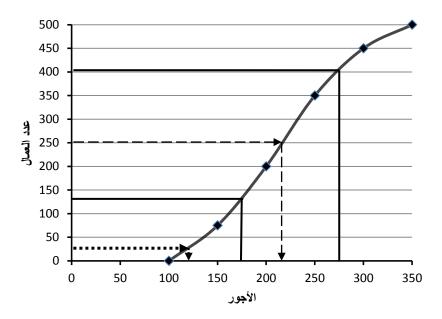
٣- حدد الأجر الذي يحصل على أقل منه ٥٠ ٪ من عدد العمال

عدد العمال =  $0.0 \times \frac{0.0}{1.0} = 0.0$  عامل نحدد هذا الرقم على المحور الرأسي الممثل للتكرارات المتجمعة ونرسم منه موازياً للمحور الأفقى ومن نقطة تقاطعه مع المنحنى المتجمع الصاعد نسقط عموداً على المحور الأفقى فيتحدد الحد الأعلى للأجر المطلوب وهو  $0.00 \times 10^{-1}$ 

٤ - حدد الأجر الذي يحصل على أكثر منه ٩٥ ٪ من عدد العمال
 وهذا يساوى تماماً الأجر الذي يحصل على أقل منه (١ - ٠,٩٥) =
 ٥٪ من عدد العمال

Unler 
$$Yo = \frac{\circ}{1 \cdot \circ} \times \circ \circ \circ = \frac{\circ}{1 \cdot \circ}$$

ويتم تحديد ٢٥ عاملاً على المحور الرأسى ونرسم موازى للمحور الأفقى ومن نقطة تقاطعه مع المنحنى المتجمع الصاعد نسقط عموداً على المحور الأفقى فيتحد الأجر المطلوب = ١١٥ جنيه تقريباً

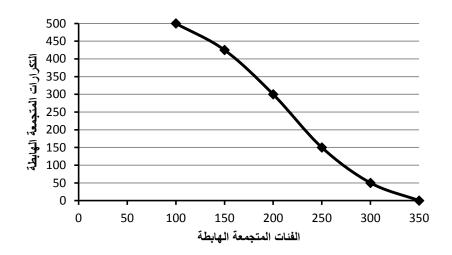


## (٢) المنحنى المتجمع الهابط:

لرسم المنحنى المتجمع الهابط نقوم أو لا بإعداد جدول التوزيع التكرارى المتجمع الهابط وتمثل الحدود الدنيا للفئات على المحور الأفقى والتكرارات المتجمعة الهابطة على المحور الرأسى وذلك بوضع نقط فوق الحدود الدنيا للفئات وأمام التكرار المتجمع الهابط الخاص بها ويتم التوصيل بين هذه النقط بمنحنى ممهد نحصل على منحنى يتجه من أعلى اليسار هابط جهة اليمين وحتى نهاية الحدود الدنيا للفئات ، كما يتضح من حل المثال السابق كما يلى:

جدول توزیع تکراری متجمع هابط

التكرارات	فئات متجمعة	التكرارات	الفئات
المتجمعة الهابطة	هابطة	[ئ	ف
0	۱۰۰ فأكثر	٧٥	-1
240	۱۲۵ فأكثر ۲۲۵		-10.
٣٠.	۲۰۰ فأكثر	10.	-7
10.	۲۵۰ فأكثر	١	-70.
٥,	۳۰۰ فأكثر	٥,	۳٥٠-٣٠٠
•	أكثر من ٣٥٠	0	المجموع



# من الرسم السابق احسب ما يلى:

١- عدد العمال الذين تزيد أجورهم عن ١٢٥ جنيه
 من الرسم = ٤٦٠ عامل تقريباً.

۲- حدد عدد العمال الذين تتراوح أجورهم بين ١٢٥ جنيه ، ٢٢٥ جنيه ثم حدد نسبتهم.

عدد العمال الذين تزيد أجورهم عن ١٢٥ جنيه = ٢٠٠ عامل تقريباً عدد العمال الذين تزيد أجورهم عن ٢٢٥ جنيه = ٢٢٠ عامل تقريباً .. عدد العمال الذين تتراوح أجورهم بين ١٢٥ جنيه ، ٢٢٥ جنيه = ٢٤٠ عاملاً تقريباً

النسبة المئوية للعمال الذين تتراوح أجورهم بين ١٢٥ جنيه ، ٢٢٥

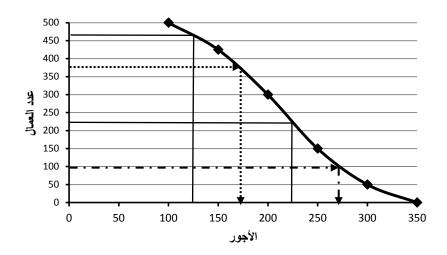
$$\%$$
  $\xi \Lambda = 1... \times \frac{7\xi}{0...} = 4$ 

٣- حدد الأجر الذي يحصل على أكثر منه ٢٠ ٪ من عدد العمال

$$2cc | label | label | \frac{r}{r} \times 0 \cdot r = 1$$

الأجر المطلوب = ٢٦٥ جنيه تقريباً

٤- حدد الأجر الذي يحصل على أقل منه ١٢٥ من عدد العمال
 الأجر الذي يحصل على أكثر منه (٥٠٠ – ١٢٥) = ٣٧٥ عامل
 الأجر المطلوب = ١٧٠ جنيه تقريباً



## تمارين على الفصل الثالث

# ١. اعرض السلسلة الزمنية للجدول التالي في رسم بياني مناسب

7.17	۲٠۱۱	۲.۱.	۲9	۲۸	۲٧	۲٦	۲۰۰۰	۲٠٠٤	السنة
٠٠٠	۲٧.	۲٦.	۲.,	١٨٥	10.	١٢.	170	70	انتاج الأسمنت بالمليون جنيه

# ٢. اعرض الجدول التالى فى رسم بيانى مناسب مظهراً الفروق بين الصادرات والواردات فى شكل فائض أو عجز

۲۰۱٤	7.18	7.17	7.11	۲.۱.	۲9	۲۸	۲٧	السنة
١٢.	۹٠	Y0	00	٣.	٣٥	70	١٧	الصادرات
10.	١	ДО	٦,	٤٠	٥٥	٣٥	70	الواردات

القيمة بالمليون جنيه

٠٣

	الانتاج		السنة
7.17	7.11	7.1.	الغلة
١٢.	٧٥	٥٦	قطن
00	70	77	ذرة
١	٦.	٤٥	قمح
70	70	١٣	سکر
۲.	١٢	٦	شعير

أ - اعرض الجدول السابق في شكل أعمدة مناسبة

ب- اعرض الانتاج عام ٢٠١٢ في شكل دائرة

# ٤. فيما يلى بيان بأعداد المؤهلات التالية:

۲.	۲۰۱٤		۲٧		
إناث	ذكور	إناث	ذكور	المؤ هل	
70.	٧٨.	٣٤.	00.	متوسط	
11	17	٥٢.	٨٤.	عال	
10.	17.	ДО	١٢.	ماجستير	
70	70	10	٣٥	دكتوراه	

اعرض الجدول السابق في رسم بياني مناسب

# ٥. فيما يلى الإنتاج بالألف جنيه عام ٢٠١٣

قطاع خاص	قطاع عام	نوع الانتاج
٨٤.	1170	صناعي
177.	770.	زراعي
107.	٨٥٠	تجاري
۲٤.	70.	خدمي

اعرض الجدول السابق:

أ - في شكل أعمدة مناسبة

ب- في شكل دوائر

#### ٦.

۹ ۰ – ۸ ۰	<b>-</b> 从 •	-70	-٧.	-70	- <b>7</b> •	فئات الوزن
	٣0	٤٥	0	٣0	۲.	عدد اللاعبين

أ - ارسم المدرج التكراري واستنتج المضلع التكراري منه

ب- ارسم المنحنى التكراري

- ج- ارسم المنحنى المتجمع الصاعد واستنتج منه نسبة عدد اللاعبين الذين تتراوح أوزانهم بين ٦٧ كيلو جرام ، ٧٧ كيلو جرام
- د ارسم المنحنى المتجمع الهابط واستنتج منه الوزن الذى يوجد أكثر منه ٢٠ ٪ من عدد اللاعبين

. ٧

707	-140	-12.	-17.	-1	<b>-</b> 人•	فئات الأجر
10.	140	٣٥.	17.	۲٤.	١	عدد الموظفين

- أ ارسم المدرج التكراري واستنتج المنحني التكراري منه
- ب-ارسم المنحنى المتجمع الصاعد واستنتج منه الأجر الذي يحصل على أقل منه ٣٠٪ من عدد الموظفين
- ج- ارسم المنحنى المتجمع الهابط واستنتج منه نسبة عدد الموظفين الذين تتراوح أجورهم بين ١٢٠ جنيه

# الباب الثانى مقاييس النزعة المركزية (المتوسطات)

الفصل الأول: الوسط الحسابي

الفصل الثاني: الوسط الهندسى

الفصل الثالث: الوسط التوافقي

الفصل الرابع: الوسيط

الفصل الخامس: المنوال

#### مقدمة:

تعرضنا في الباب السابق التبويب وعرض البيانات لوصف الظواهر المختلفة ، ولكن يؤخذ على التبويب والعرض البياني بأن ليس له أساس علمي ثابت من ناحية عدد الفئات وأطوالها والطرق المختلفة للعرض البياني حيث يتوقف ذلك بدرجة كبيرة على الباحث وأدواته والهدف من البحث والتحليل ، وقد دفع ذلك الإحصائيين إلى محاولة توصيف وتلخيص البيانات كمياً بأرقام لها دلالات إحصائية معينة ، كما تستخدم في المقارنات المختلفة بين الظواهر ، ولا تختلف هذه الأرقام والدلالات بإختلاف الأشخاص الباحثين أو المحللين ، كما تهدف هذه الأرقام أو المقاييس وخاصة التي لها نزعة مركزية إلى تلخيص البيانات المتاحة في رقم واحد مركزي يتوسط هذه الأرقام ويعبر عنها أو يمثلها خير تمثيل ، ولكن تختلف هذه المقاييس المركزية عن بعضها البعض في قوة مدلولها ومدى ملاءمتها لنوعيات معينة من البيانات والجداول سنتعرض لها بالتفصيل في هذا الباب من خلال دراسة المتوسطات التالية:

- 1. الوسط الحسابي Arithmetic Mean
  - 7. الوسط الهندسي Geometric Mean
  - ٣. الوسط التو افقى Harmonic Mean
    - ٤. الوسيط Median
      - o. المنوال Mode

# الفصل الأول الوسط الحسابى Arithmetic Mean

### خصائص الوسط الحسابي:

- ١. سهل الحساب و هو أكثر المقابيس شيوعاً واستخداماً.
- ٢. يأخذ عند الحساب جميع مفردات العينة أو المجتمع موضوع الدراسة وبالتالى يتأثر بجميع القيم وخاصة القيم المتطرفة ، وبالتالى لا ينصح باستخدامه فى حالة وجود هذه القيم وفى حالة التوزيعات الحادة أو شديدة الالتواء.
  - ٣. يمكن حسابه دون معرفة تفاصيل القيم بل يكفى معرفة مجموعها فقط.
- يخضع للعمليات الجبرية (الجمع والطرح والضرب والقسمة) بحيث يتأثر بها ولابد من مراعاة ذلك عند استخدام هذه العمليات في التبسيط والحساب.
  - ٥. لا يحتاج لتعديل أطوال الفئات في حالة اختلافها.
    - ٦. لايمكن حسابه بالرسم.
- ٧. لا يصلح إلا في حالة الجداول التكرارية المقفلة ولا يصلح في حالة الجداول التكرارية المفتوحة.
- ٨. مجموع الانحرافات أو الفروق بين القيم الأصلية والوسط الحسابى يساوى صفر.
- و الاتساق و انخفاض مستوى التباين.

• ١٠. مجموع مربعات إنحرافات القيم عن وسطها الحسابي يقل عن مجموع مربعات إنحرافات القيم عن أي متوسط آخر (انخفاض مستوى التباين)

## أولاً: البيانات غير المبوية:

## (١) الوسط الحسابي البسيط: Simple Arithmetic Mean

يمكن تعريف الوسط الحسابى بأنه مجموع القيم أو المشاهدات أو القراءات مقسوماً على عددها.

فإذا فرضنا أن لدينا المتغير س الذي يمكن أن يأخذ القيم التالية:

س، ، س، ، س، ، س، ، سن،

وإذا رمزنا للوسط الحسابي لهذه القيم بالرمز س فإن:

$$\frac{1}{1}$$
 الوسط الحسابى =  $\frac{1}{1}$ 

$$\frac{c=0}{\frac{\alpha + -\omega}{c}} = \frac{c}{\omega}$$

ويمكن كتابة الصيغة السابقة باختصار كما يلى:

$$\frac{\frac{-\infty-\infty}{\omega}}{\omega} = \frac{-\infty}{\omega}$$

#### مثال:

احسب الوسط الحسابي للقيم التالية:

77 . 70 . 70 . 71 . 10 . 17 . 10 . 1.

الحل:

$$\frac{17.}{\Lambda} = \frac{17 + \text{m.} + \text{m.}}{\Lambda} = \frac{1}{2}$$

:. <del>س</del> = ۲۰

الطرق المختصرة للوسط الحسابي:

## (أ) الجمع والطرح:

يمكن الوصول للوسط الحسابي عن طريق إضافة أو طرح وسط فرضي يحدده الباحث وخاصة إذا كانت الأرقام كبيرة وإذا فرضنا أننا سنقوم بطرح وسط فرضي من جميع الأرقام ثم نقوم بحساب الوسط الحسابي للفروق أو الانحرافات بين القيم الأصلية والوسط الفرضي ثم نعود لإضافة الوسط الفرضي المستبعد على الناتج النهائي فنحصل على الوسط الحسابي الحقيقي للبيانات ، وليس هناك قاعدة ثابتة لاختيار الوسط الفرضي فقد يكون أكثر الأرقام تكراراً أو أكبر الأرقام أو أصغر رقم أو أي رقم متوسط موجود أو غير موجود في البيانات فيتوقف ذلك على وجهة نظر الباحث والهدف من التبسيط.

# حل المثال السابق بفرض أننا أخذنا وسط فرضى أ = ٢٥ فإن:

الانحرافات أو الفروق بين القيم الأصلية والوسط الفرضى هي:

$$o-=\frac{\xi \cdot -}{\lambda}=$$

∴ <del>س</del> =-٥ + ٢٥ = ٢٠ وهي نفس الإجابة السابقة

أى أنه يتم معالجة الناتج النهائي بالعملية العكسية تماماً لعملية التبسيط.

## (ب) الضرب والقسمة:

يتاثر أيضا الوسط الحسابى بعمليات الضرب والقسمة ، فإذا ضربنا جميع المشاهدات أو القيم فى رقم ثابت لابد أن نقسم الناتج النهائى على نفس الرقم للوصول لنفس الوسط الحسابى ، وكذلك لو قسمنا جميع المشاهدات أو القيم على رقم ثابت أو عامل مشترك لابد أن نضرب الناتج النهائى فى نفس الرقم للوصول لنفس الوسط الحسابى (أى نعالج الناتج النهائى دائماً بالعملية العكسية تماماً لعملية التبسيط).

## (٢) الوسط الحسابي المرجح: Weighted Arithmetic Mean

يعتبر الوسط الحسابى البسيط دقيقاً إذا كانت مفردات العينة أو المجتمع لها نفس الأهمية النسبية أو لها نفس الوزن فى التوزيع ، ولكن إذا اختلفت الأهمية النسبية أو الأوزان لمفردات القيم لابد أن تؤخذ هذه الأوزان فى الاعتبار عند حساب الوسط الحسابى ويطلق عليه حينئذ الوسط الحسابى المرجح ويمكن تعريفه بأنه متوسط مجموع القيم أو المشاهدات مرجحاً بأوزانها.

فإذا فرضنا أن لدينا المتغير العشوائي س الذي يمكن أن يأخذ أحدالقيم أو المشاهدات التالية:

س ، س ، س ، س ، س ، س ن

وأن أوزان القيم السابقة هي على الترتيب:

و١، و٢، و٣، .....

$$\overline{w} = \frac{w_1 e_1 + w_2 e_2 + \dots + w_0 e_1}{v_1 e_2}$$

$$e_1 + e_2 + \dots + e_0$$

 $\frac{c=0}{\frac{\alpha + \omega}{\alpha}} = \frac{c=0}{\frac{c}{\alpha}}$   $\frac{c=0}{\alpha + \omega}$   $\frac{c=0}{\alpha + \omega}$  c=0 c=0

ويمكن كتابة الصيغة السابقة بإختصار كما يلى:

$$\frac{\sqrt{\sqrt{2}}}{\sqrt{2}} = \frac{\sqrt{2}}{\sqrt{2}}$$

#### مثال:

فيما يلى بيان بأسعار أنواع من السلع بالجنيه المصرى والكميات المقابلة لكل نوع بالكيلو:

الأسعار للكيلو بالجنيه المصرى ٢٠ ٢٠ ٥٠ ٥٠ ١٠ الأسعار للكيلو بالكيلو لكل نوع ٥٠ ٤٠ ٣٠ ٢٠ ١٠ المطلوب: احسب الوسط الحسابى البسيط للأسعار والوسط الحسابى المرجح للأسعار

#### الحل:

$$\xi \circ = \overline{\omega} : \frac{1}{\xi} = \overline{\omega}$$

$$\frac{\partial r..}{\partial r} = \overline{m}$$

 $TV, AoV = \overline{w}$  :

ويلاحظ انخفاض الوسط الحسابى المرجح عن الوسط الحسابى البسيط لأن الوزن المعطى للأرقام الكبيرة صغير أى أن تأثير الأرقام الكبيرة واضح على الوسط الحسابى البسيط ولكن مع أخذ أهميتها النسبية المنخفضة انخفض الوسط الحسابى المرجح وهو الأقرب للمنطق وأكثر دقة.

# ثانياً: البيانات المبوية في جداول تكرارية:

## (١) الطريقة المطولة:

يمكن تعريف الوسط الحسابى من جداول التوزيعات التكرارية بأنه الوسط الحسابى المرجح أو الموزون بالتكرارات ، وعند حسابه نلجأ لبعض التقريب حيث أننا نفترض أن جميع التكرارات داخل الفئة موزعة بإنتظام على مدى الفئة ولذلك نفترض أن جميع التكرارات تأخذ قيمة وحيدة داخل الفئة هي مركز الفئة ، وهذا التقريب يعطى نتائج دقيقة كلما كانت التكرارات الفعلية موزعة بإنتظام على مدار الفئة وليست مركزة في

بدايتها أو فى نهايتها أو فى أى نقطة أخرى داخل الفئة ، وبالتالى يعتبر الوسط الحسابى هو متوسط مراكز الفئات المرجحة بالتكرارات ، وباستخدام القانون التالى الذى يحقق هذا التعريف:

ويمكن إعادة كتابته بالصيغة المختصرة التالية:

$$\frac{\frac{\Delta - b}{\omega}}{\Delta - b} = \frac{b}{\omega}$$

## (٢) الطريقة المختصرة:

وكما تعرضنا في البيانات غير المبوبة عن إمكانية تبسيط قيم مراكز الفئات بإختصار أو تحديد وسط فرضي (أ) سواء كان أحد مراكز الفئات أصغرها أو أكبرها أو أوسطها أو مركز الفئة أمام أكبر تكرار أو أي رقم آخر يفترضه الباحث ، وكما سبق أن ذكرنا فإن الوسط الحسابي يتأثر بالوسط الفرضي طرحاً أو إضافة وبالتالي لابد من معالجة الناتج النهائي بالعملية الحسابية العكسية لهذا الوسط الفرضي كما يلي:

حيث ح تمثل الانحر افات بين مراكز الفئات والوسط الفرضى أى أن:

$$\mathbf{z}_{c} = \mathbf{w}_{c} - \mathbf{1}$$

## (٣) الطريقة المختصرة المختزلة:

وكما تعرضنا أيضاً في البيانات غير المبوبة بأن الوسط الحسابي يتأثر بأي عامل اختزال بمعنى أن قسمة مراكز الفئات أو الانحرافات على عامل اختزال مشترك سواء كان هذا العامل هو طول الفئة في الفئات المتساوية أو أي عامل مشترك آخر في الفئات غير المتساوية ولنرمز لعامل الاختزال بالرمز (ط) ولابد من معالجة النتيجة النهائية بالعملية العكسية لمعامل الاختزال كما بلي:

$$\frac{1}{1} + \frac{1}{2} \times \frac{1}{2} \times \frac{1}{2} \times \frac{1}{2} \times \frac{1}{2} = \frac{1}{2}$$

حیث خ = ح ÷ ط

## مثال (١):

احسب الوسط الحسابي للتوزيع التالي:

<b>70-7.</b>	-70	-7.	-10	-1.	الفئات
10	70	40	10	١.	التكرارات

#### الحل:

#### ١- الطريقة المطولة:

التكرارات × مراكز الفئات	مراكز الفئات	التكر ار ات	الفئات
ك × س	<i>س</i>	<u>اک</u>	ف
170	17,0	١.	-1.
777,0	١٧,٥	10	-10
٧٨٧,٥	77,0	٣٥	-7.
٦٨٧,٥	۲٧,٥	70	-۲0
٤٨٧,٥	47,0	10	<b>70-7.</b>
780.		١	
مجـ ك س		مجــ ك	

$$\frac{100}{100} = \frac{100}{100} = \frac{100}{100} = \frac{100}{100}$$

# ٢- الطريقة المختصرة:

التكرارات × مراكز الفئات	الانحرافات عن	مراكز الفئات	التكرارات	الفئات
ك × ح	وسط فرضى	<i>س</i>	نی	ف
	ح= س – أ			
<b>\</b> –	١	17,0	١.	-1.
Y0-	<b>o</b> -	١٧,٥	10	-10
صفر	صفر	77,0	40	-7.
170	٥	۲٧,٥	70	-70
10.	١.	۳۲,٥	10	<b>70-7.</b>
١			١	
مجاك ح			مجـ ك	

$$77,0+1 = 77,0+\frac{1..}{1..}=\frac{1}{1}+\frac{2}{1}+\frac{$$

## ٣- الطريقة المختصرة المختزلة:

ك × حَ	الانحرافات المختزلة	۲	w	ك	ف
	حَ = ح ÷ ط				
۲	۲-	١ ٠ –	17,0	١.	-1.
10-	1-	0-	17,0	10	-10
صفر	صفر	صفر	77,0	٣٥	-7.
70	1	0	۲۷,٥	70	-70
٣.	۲	١.	٣٢,٥	10	<b>70-7.</b>
۲.				١	
مجاك ح				مجـ ك	

$$77,0 = 77,0 + 1 = 77,0 + \frac{7.}{1...} \times 0 =$$

# مثال (٢):

# المطلوب حساب منوسط الأجور للتوزيع التالى:

0٣	-7	-10.	-17.	-1	فئات الأجر
۲.	٥,	۸.	10.	١	التكرارات

#### الحل:

# ١ الطريقة المطولة:

التكرارات × مراكز الفئات	مراكز الفئات	التكر ار ات	الفئات
ك × س	<i>س</i>	ك	ف
11	11.	١	-1
7.70.	140	10.	-17.
12	140	٨٠	-10.
170	70.	0.	-7
۸۰۰۰	٤٠٠	۲.	0٣
7070.		٤٠٠	
مجـ ك س		مجـ ك	

$$\frac{175,770}{\sqrt{2}} = \frac{175,770}{\sqrt{2}} = \frac{175,770}{\sqrt{2}} = \frac{175,770}{\sqrt{2}}$$
 جنیه

# ٢- الطريقة المختصرة:

# إذا أخذنا وسط فرضى من مراكز الفئات وليكن الرقم ١٧٥

التكرارات × مراكز الفئات	الانحرافات عن	مراكز الفئات	التكرارات	الفئات
ك × ح	وسط فرضى	س	ك	ف
	ح= س - أ			
70	70-	11.	١	-1
7	٤ • -	170	10.	-17.
صفر	صفر	140	۸.	-10.
<b>~ / / / / / / / / / /</b>	٧٥	70.	٥,	-7
٤٥	770	٤٠٠	۲.	-٣••
				0.,
£ 7 0 · -			٤	
مجاك ح			مجـ ك	

$$1 \vee 0 + \frac{1 \vee 0}{1 \vee 0} = 1 + \frac{1}{1 \vee 0} = \frac{1}{1 \vee 0} = \frac{1}{1 \vee 0}$$

= - ۱٦٤,۳۷٥ = ۱٧٥ + ۱٠,٦٢٥ جنيه

# ٣- الطريقة المختصرة المختزلة:

ك × حَ	الانحرافات المختزلة	ح	س	أك	ف
	حَ = ح ÷ ط				
17	۱۳–	ا اه	١١.	١	-1
17	λ-	٤ ٠-	170	10.	-17.
صفر	صفر	صفر	170	٨.	-10.
٧٥٠	10	Y0	70.	0.	-۲
9	٤٥	770	٤٠٠	٠	0
<b>⋏</b> ○•−				٤٠٠	
مجاكح				مجـ ك	

ملحظة: ط هنا ليست طول الفئة ولكنها عامل مشترك قيمته = 0 حيث أن كل الأرقام في العمود ح تقبل القسمة على 0

$$\ddot{0} = d \times \frac{4 - 6}{4} + \dot{0} + \dot{0}$$

$$1 \lor 0 + \frac{\land \circ \cdot -}{ \cdot \cdot \cdot} \times \circ =$$

# الفصل الثانى الوسط الهندسى Geometric Mean

### خصائص الوسط الهندسى:

- 1. يعتبر الهندسى من أدق مقاييس النزعة المركزية وخاصة إذا كانت قيم المتغير (س) تأخذ شكل نسب أو معدلات حيث يعتبر أقرب للقيم الحقيقية التى يأخذها المتغير (س) من أى متوسط آخر وبالتالى فهو مناسب جداً عند حساب الأرقام القياسية عن باقى المتوسطات الأخرى.
- يعطى قيمة وحيدة مثل الوسط الحسابى ويتأثر بجميع قيم المفردات التى يأخذها المتغير (س) ولكن تأثيره بالقيم المتطرفة أقل من الوسط الحسابى.
  - ٣. لايحتاج لتعديل التكرارات في حالة الفئات غير المتساوية.
    - ٤. لايمكن حسابه بالرسم.
  - ٥. معقد نسبياً في طريقة حسابه لأنه يعتمد على اللوغاريتمات.
    - يعتبر الوسط الهندسي أصغر دائماً من الوسط الحسابي.
- ٧. لايمكن حساب الوسط الهندسي إذا كان أحد قيم المتغير (س) يساوى صفراً حيث ينعدم أو يتلاشى الوسط الهندسي بغض النظر عن القيم الأخرى.
- ٨. لا يمكن حساب الوسط الهندسى للمتغير العشوائى (س) إذا كان أحد قيم المتغير (س) قيمة سالبة أو عدد القيم السالبة للمتغير (س) عدداً فردياً حيث يصبح الوسط الهندسى مشتملاً على جذر تخيلى.

9. لا يمكن حساب الوسط الهندسى فى الجداول التكرارية المفتوحة من أحد طرفيها أو من الطرفين.

# أولاً: البيانات غير المبوية: (الوسط الهندسي البسيط)

يعرف الوسط الهندسى البسيط بأنه الجذر النونى لحاصل ضرب ن من القيم المختلفة التى يأخذها المتغير (س)

وإذا رمزنا للوسط الهندسي بالرمز ه نجد أن:

ولحساب الوسط الهندسى ه نلجأ إلى اللوغاريتمات المعتادة للتبسيط كما يلى:

ويتم حساب اللوغاريتمات السابقة من جداول اللوغاريتمات أو بإستخدام الآلة الحاسبة وذلك بتسجيل الرقم على الآلة ثم الضغط على الزر LOG

ولحساب قيمة الوسط الهندسى (ه) لابد من إلغاء اللوغاريتم ويتم ذلك بالكشف عن الناتج النهائى فى جداول الأعداد المقابلة للوغاريتمات أو بإستخدام الآلة الحاسبة وذلك بتسجيل الناتج النهائى على الآلة ثم الضغط على الزر  $\frac{10^{X}}{10}$  ويتضح ذلك من المثال التالى:

#### مثال:

قارن بين الوسط الحسابي البسيط والوسط الهندسي البسيط للقيم التالية:

77,74,70,70,70

### <u>الحل:</u>

## ١- الوسط الحسابي:

$$\frac{\Upsilon\Upsilon+\Upsilon\lambda+\Upsilon^{\bullet}+\Upsilon^{\circ}+\Upsilon^{\bullet}}{\circ} = \overline{\omega}$$

### ٢- الوسط الهندسي:

$$\left\{1, \pi\xi 7\xi 7 + 1, \xi\xi 717 + 1, \xi7717 + 1, \pi979\xi + 1, \pi.1.\pi\right\} \frac{1}{6} = \frac{1}{6}$$

$$7,9707V \times \frac{1}{0} =$$

ن. لو ه = 1,79717 ثم بتسجيل هذا الرقم على الآلة الحاسبة والضغط على الزر  $10^{X}$ 

# ثانياً: البيانات المبوية: (الوسط الهندسي المرجح)

عبارة عن الوسط الهندسي لمراكز الفئات مرجحاً بالتكرارات

وبتبسيط العلاقة السابقة وحسابها باللوغاريتمات نجد أن:

$$\begin{cases} \frac{1}{1} = \frac{1}{1} \end{cases}$$
 لو ھ =  $\frac{1}{1}$  کو س + ک × کو س + ک × کو س ن ک خو ک × لو س ن

ر =ن

ويمكن كتابتها بإختصار كما يلى:

#### مثال:

احسب الوسط الهندسي للتوزيع التالي:

#### الحل:

ك × لو س	لو س	س	[ك	ف
189,895	1,8979 £	70	١	-7.
771,711	1,022.7	٣٥	10.	-٣.
٥٧٨,٦٢٤	1,70771	٤٥	٣٥.	- ٤ •
۲٠٨,٨٤٣	1,78.77	00	١٢.	-0.
1 80,000	1,71791	70	۸.	٧٦.
17.7,9.0			۸۰۰	
مجے ك لو س			مجـ ك	

$$1,779 \text{AA} = \frac{17.7,9.0}{\text{A..}} =$$

وبتسجيل هذا الرقم على الآلة الحاسبة والضغط على الزر  $10^{X}$ 

وإذا قمنا بحساب الوسط الحسابي للتوزيع السابق نجد أن  $\overline{m} = 25,170$  أي أن ه <  $\overline{m}$  دائماً.

# الفصل الثالث الوسط التوافقى Harmonic Mean

## خصائص الوسط التوافقى:

- ١. حسابه معقد نسبياً.
- ٢. يستخدم فى حالات خاصة عندما يكون المتغير العشوائى (س) مرتبط بمعدلات أو وحدات زمنية وعموماً إذا كان المتغير العشوائى (س) على شكل نسب أو معدلات عندئذ يعتبر الوسط التوافقى أنسب وأدق المتوسطات.
  - ٣. لا يمكن حسابه بالرسم.
- لا يمكن حسابه من الجداول التكرارية المفتوحة من أحد طرفيها أو من الطرفين.
- ويتأثر يعطى قيمة وحيدة مثل الوسط الحسابى والوسط الهندسى ويتأثر بجميع قيم المفردات التى يأخذها المتغير العشوائى (س).
- 7. لا يحتاج لتعديل التكرارات في حالة الفئات غير المتساوية مثل الوسط الحسابي و الوسط الهندسي.
- ٧. قيمته أصغر دائماً من قيمة الوسط الهندسى وبما أن قيمة الوسط الهندسى أصغر دائماً من قيمة الوسط الحسابى فإنه يمكن ترتيب المتوسطات الثلاث ترتيباً تتازلياً كما يلى:

<del>س</del> > ه > ق

بفرض أننا رمزنا لقيمة الوسط التوافقي بالرمز (ق)

# أولاً: البيانات غير المبوية:

يعرف الوسط التوافقي بأنه مقلوب الوسط الحسابي لمقلوبات القيم أو المشاهدات.

فإذا كان المتغير العشوائي (س) يمكن أن يأخذ أحد القيم التالية:

س ، ۱ س ، س ، ۱ س ، ۱ س ، ۱ س ن

فإن مقلوبات القيم السابقة هي:

ويكون مقلوب الوسط الحسابي لمقلوبات القيم السابقة هو:

ويمكن كتابة هذه الصيغة بإختصار كما يلى:

$$\frac{\dot{0}}{\frac{1}{\alpha+\frac{1}{\omega}}} = \frac{\dot{0}}{\alpha}$$

#### مثال:

احسب الوسط التوافقي للقيم التالية:

77 , 77 , 70 , 70 , 71

#### الحل:

∴ ق = ٥٤,٤٢

وقد سبق أن حسبنا الوسط الحسابي والوسط الهندسي لهذا المثال وكانت نتائجهما كما يلي:

س = ٥٢ ، ه = ٣٧,٤٢

يتضح من هذه النتائج أن الوسط التوافقي هو أصغر المتوسطات الثلاث

$$75,50 = 3 < 75,77 > 6 = 75,57$$

# ثانياً: البيانات المبوية:

الوسط التوافقي هو مقلوب الوسط الحسابي لمقلوبات مراكز الفئات مرجحة بالتكرارات حيث:

ويمكن كتابة الصيغة السابقة بإختصار كما يلي:

## مثال:

احسب الوسط التوافقي للتوزيع التالي:

# الحل:

ك ÷ س	س	آی	·9
1,444	٧,٥	١.	-0
۲	17,0	70	-1.
۲	17,0	70	-10
• ,٨٨٨٨	77,0	۲.	-7.
٠,٣٦٣٦	۲٧,٥	١.	٣٠-٢٥
7,010		١	
مجــ ك		مجــ ك	

$$10,11 = \frac{1..}{1,000} =$$

وإذا قمنا بحساب الوسط الحسابى للتوزيع السابق نجد أنه :  $\overline{m} = 17,77$  وإذا قمنا بحساب الوسط الهندسى للتوزيع السابق نجد أنه : m = 17,77 أي أن m > a >ق

# الفصل الرابع الوسيط Median

#### خصائص الوسيط:

- ١. سهل الحساب.
- ٢. لا يتأثر بالقيم المتطرفة لذلك فهو ممثل جيد للتوزيعات التي تحتوى على مثل هذه القيم لأن الوسيط لا يأخذ في حسابه قيم المتغير كلها ولكنه يأخذ القيمة الوسطى فقط (الموجودة في منتصف البيانات).
- 7. يصلح الوسيط في حالة الجداول التكرارية المفتوحة من البداية أو من النهاية أو من الطرفين لأنه كما سبق أن ذكرنا يتأثر بالقيمة الوسطى فقط.
- ٤. لا يحتاج لتعديل التكرارات في حالة الجداول التكرارية ذات الفئات غير المتساوية.
  - ٥. يمكن حسابه بالرسم والحساب.
  - 7. قيمته تقع محصورة دائماً بين الوسط الحسابي والمنوال.
- ٧. لا يعبر أو يمثل جميع القيم المختلفة للمتغير (س) تمثيلاً دقيقاً وخاصةً إذا كانت (ن) كبيرة الحجم لأن الوسيط كما سبق أن ذكرنا يتأثر بالقيمة الوسطى فقط.
- ٨. مجموع الانحرافات المطلقة للقيم المختلفة عن الوسيط أصغر ما يمكن بالمقارنة بمجموع الانحرافات المطلقة عن أى متوسط آخر غير الوسيط.

# أولاً: البيانات غير المبوبة:

يمكن تعريف الوسيط بأنه القيمة التي تقسم مجموعة القيم أو المشاهدات اللي نصفين متساويين من ناحية العدد فقط وذلك بعد ترتيب البيانات ترتيباً تصاعدياً أو ترتيباً تتازلياً ، أى أن الوسيط هو المفردة أو القيمة الوسطى من جميع القيم التي يمكن أن يأخذها المتغير العشوائي (س).

# خطوات حساب الوسيط:

- ١. ترتيب القيم ترتيباً تصاعدياً أو ترتيباً تنازلياً.
  - ٢. نحدد ترتبب الوسيط حبث:

$$\frac{0+1}{2} = \frac{0+1}{2}$$

٣. نحدد قيمة الوسيط بالعد حسب الترتيب السابق ولنرمز لقيمة الوسيط بالرمز (ر٢)

# مثال (١):

استخرج الوسيط للقيم التالية:

01, 11, 11, 11, 17, 07, 17, 17, 17

## الحل:

أ - ترتيب القراءات ترتيباً تصاعدياً:

$$\frac{0+1}{1-\sqrt{10}} = \frac{0+1}{1-\sqrt{10}}$$

$$o = \frac{1+9}{7} =$$

ج- قيمة الوسيط هو القراءة الخامسة:

# مثال (۲):

استخرج الوسيط للقيم التالية:

75, 17, 7, , 17, 15, 1, 1, , 5

#### الحل:

أ - ترتيب القراءات ترتيباً تتازلياً:

0 & 7 7 1

٤ . ٨ . ١ . . ١٢ . ١٤ . ١٧ . ٢ . ٢٤

$$4.0 = \frac{1+\lambda}{Y} = \frac{1+\lambda}{Y} = \frac{1+\lambda}{Y}$$
 ب ترتیب الوسیط

ج- قيمة الوسيط تقع بين القراءتين الرابعة والخامسة أى بين القيمتين ١٤ ، ١٢ ويتم حساب الوسيط على أساس الوسط الحسابي البسيط للقيمتين السابقتين:

$$\therefore C_7 = \frac{31+71}{7} = 71$$

# ثانياً: البيانات المبوية:

# (١) الوسيط بالحساب

#### الخطوات:

- ١٠ نكون جدول التوزيع التكراري المتجمع الصاعد أو الهابط.
  - ٢. نحدد ترتيب الوسيط حيث:

$$\frac{\lambda}{\lambda} = \frac{\lambda}{\lambda}$$

- ٣. نحدد التكر ار إن المتجمعان اللذان يُحصر بينهما ترتيب الوسيط.
  - ٤. نحدد الفئة الوسيطية المقابلة للتكر إر إن المتجمعان السابقان.
- ٥. نحدد قيمة الوسيط داخل الفئة الوسيطية بالنسبة والتتاسب وذلك بفرض أن التكرارات المتجمعة موزعة بانتظام داخل الفئات وبالتالى عن طريق الاستكمال الخطى يمكن استنتاج قيمة الوسيط باستخدام القوانين التالية.

# باستخدام الجدول المتجمع الصاعد:

# باستخدام الجدول المتجمع الهابط:

قيم الوسيط (ر  $\gamma$ ) = الحد الأدنى للفئة الوسيطية + طول الفئة الوسيطية

تكرار الحد الأدنى للفئة الوسيطية -ترتيب الوسيط

. تكرار الحد الأدنى للفئة الوسيطية -تكرار الحد الأعلى للفئة الوسيطية

#### ملاحظة:

يمكن الوصول لقيمة الوسيط  $((^{\prime}))$  على أساس الحد الأعلى للفئة الوسيطية كما يلى:

# باستخدام الجدول المتجمع الصاعد:

قيم الوسيط (ر  $\gamma$ ) = الحد الأعلى للفئة الوسيطية - طول الفئة الوسيطية

تكرار الحد الأعلى للفئة الوسيطية -ترتيب الوسيط

تكرار الحد الأعلى للفئة الوسيطية -تكرار الحد الأدنى للفئة الوسيطية

# باستخدام الجدول المتجمع الهابط:

قيم الوسيط (ر ٢) = الحد الأعلى للفئة الوسيطية - طول الفئة الوسيطية

ترتيب الوسيط - تكرار الحد الأعلى للفئة الوسيطية

تكرار الحد الأدنى للفئة الوسيطية -تكرار الحد الأعلى للفئة الوسيطية

## مثال (١):

استخرج الوسيط بالحساب للتوزيع التالي:

الفئات ۲۰ -۲۰ -۶۰ -۲۰ الفئات

التكرارات ٥٠ ٨٠ ٢٠ ١٠

# الحل الأول: عن طريق جدول التوزيع التكراري المتجمع الصاعد:

الفئات التكرارات الفئات المتجمعة الصاعدة التكرارات المتجمعة الصاعدة أقل من ١٠ صفر أقل من ۲۰ تكر ار الحد الأدني ۸. –۲. 0. ر ۲→← ۱۰۰ تر تیب الوسیط أقل من ٣٠ ١٣٠ اتكرار الحد الأعلى ٤. -٣. أقل من ٤٠ ١٧. ۲. - £ . أقل من ٥٠ 1. 7.-0. 19. ٦٠ فأقل ۲.. ۲.,

$$1 \cdot \cdot = \frac{1 \cdot \cdot \cdot}{\gamma} = \frac{1 \cdot \cdot \cdot}{\gamma} = \frac{1 \cdot \cdot \cdot}{\gamma}$$

$$\frac{1 \cdot \cdot \cdot \cdot \cdot}{\gamma} \times 1 \cdot + \gamma \cdot = \frac{1 \cdot \cdot \cdot}{\gamma}$$

$$\frac{1 \cdot \cdot \cdot \cdot}{\gamma} \times 1 \cdot + \gamma \cdot = \frac{1 \cdot \cdot \cdot}{\gamma}$$

.: ر۲ = ۲۲,۲۲

كما يمكن حساب الوسيط باستخدام الحد الأعلى للفئة الوسيطية كما يلى:

$$\frac{1 \cdot \cdot - 1 \cdot \cdot}{0 \cdot - 1 \cdot \cdot} \times 1 \cdot - \tau \cdot = \tau$$

$$\frac{\pi}{\lambda} \times 1 \cdot - \pi \cdot =$$

.: ر<sub>۲</sub> = ۲۹,۲۲

# الحل الثاني: عن طريق جدول التوزيع التكراري المتجمع الهابط:

ات المتجمعة الهابطة	التكرار	الفئات المتجمعة الهابطة	التكرارات	الفئات
	۲.,	۱۰ فأكثر	٥.	- <b>\ .</b>
تكرار الحد الأدنى	10.	۲۰ فأكثر	۸.	-7.
ترتيب الوسيط	١	<b>←</b>		
تكرار الحد الأعلى	٧.	۳۰ فأكثر	٤٠	-٣.
	٣.	٤٠ فأكثر	۲.	- ٤ •
	١.	۰۰ فأكثر	١.	70.
	صفر	أكثر من ٦٠	۲.,	
		_ ف = =	مج — = مج	ترتب ال

$$\frac{1 \cdot \cdot - 1 \circ \cdot}{\vee \cdot - 1 \circ \cdot} \times 1 \cdot + 7 \cdot = 7$$

$$\frac{\circ}{}$$
  $\times$   $\wedge$   $\cdot$   $+$   $\wedge$   $\cdot$   $=$ 

77,70 = <sub>7</sub> , ∴

كما يمكن حساب الوسيط باستخدام الحد الأعلى للفئة الوسيطية كما يلى:

$$\frac{\nabla \cdot \cdot \cdot \cdot \cdot}{\nabla \cdot - \cdot \cdot \cdot} \times 1 \cdot - \nabla \cdot = \nabla \cdot \cdot$$

$$\frac{\pi}{\Lambda} \times 1 \cdot - \pi \cdot =$$

## مثال (۲):

احسب الوسيط بالحساب للتوزيع التالى:

الحل الأول: عن طريق جدول التوزيع التكراري المتجمع الصاعد:

الصاعدة	التكرارات المتجمعة	الفئات المتجمعة الصاعدة	التكرارات	الفئات
	صفر	أقل من الحد الأدني	10	أقل من ٢٠
	10	أقل من ٢٠	70	<b>-</b> ₹•
	٤٠	أقل من ۳۰		
	٥٠ —		٣.	-٣.
	٧.	أقل من ٥٠	۲.	-0.
	٩.	أقل من ۸۰	١.	۸۰ فأكثر
	١	الحد الأعلى فأقل	١	

$$\text{0.} = \frac{1..}{\gamma} = \frac{\frac{4}{4}}{\gamma} = \frac{\frac{6}{4}}{\gamma}$$

$$\text{0.} = \frac{7}{\gamma} = \frac{\frac{6}{4}}{\gamma}$$

$$\text{0.} = \frac{1..}{\gamma} \times 7. + 7. = \frac{1..}{\gamma}$$

$$\text{0.} = \frac{1..}{\gamma} \times 7. + 7. = \frac{1..}{\gamma}$$

$$\text{0.} = \frac{1..}{\gamma} \times 7. + 7. = \frac{1..}{\gamma}$$

$$\text{0.} = \frac{1..}{\gamma} \times 7. + 7. = \frac{1..}{\gamma}$$

$$\text{0.} = \frac{1..}{\gamma} \times 7. + 7. = \frac{1..}{\gamma}$$

$$\text{0.} = \frac{1..}{\gamma} \times 7. + 7. = \frac{1..}{\gamma}$$

$$\text{0.} = \frac{1..}{\gamma} \times 7. + 7. = \frac{1..}{\gamma}$$

$$\text{0.} = \frac{1..}{\gamma} \times 7. + 7. = \frac{1..}{\gamma}$$

$$\text{0.} = \frac{1..}{\gamma} \times 7. + 7. = \frac{1..}{\gamma}$$

$$\text{0.} = \frac{1..}{\gamma} \times 7. + 7. = \frac{1..}{\gamma}$$

$$\text{0.} = \frac{1..}{\gamma} \times 7. + 7. = \frac{1..}{\gamma}$$

$$\text{0.} = \frac{1..}{\gamma} \times 7. + 7. = \frac{1..}{\gamma}$$

$$\text{0.} = \frac{1..}{\gamma} \times 7. + 7. = \frac{1..}{\gamma}$$

$$\text{0.} = \frac{1..}{\gamma} \times 7. + 7. = \frac{1..}{\gamma}$$

$$\text{0.} = \frac{1..}{\gamma} \times 7. + 7. = \frac{1..}{\gamma}$$

$$\text{0.} = \frac{1..}{\gamma} \times 7. + 7. = \frac{1..}{\gamma}$$

$$\text{0.} = \frac{1..}{\gamma} \times 7. + 7. = \frac{1..}{\gamma}$$

$$\text{0.} = \frac{1..}{\gamma} \times 7. + 7. = \frac{1..}{\gamma}$$

$$\text{0.} = \frac{1..}{\gamma} \times 7. + 7. = \frac{1..}{\gamma}$$

$$\text{0.} = \frac{1..}{\gamma} \times 7. + 7. = \frac{1..}{\gamma}$$

$$\text{0.} = \frac{1..}{\gamma} \times 7. + 7. = \frac{1..}{\gamma}$$

$$\text{0.} = \frac{1..}{\gamma} \times 7. + 7. = \frac{1..}{\gamma}$$

$$\text{0.} = \frac{1..}{\gamma} \times 7. + 7. = \frac{1..}{\gamma}$$

$$\text{0.} = \frac{1..}{\gamma} \times 7. + 7. = \frac{1..}{\gamma}$$

$$\text{0.} = \frac{1..}{\gamma} \times 7. + 7. = \frac{1..}{\gamma}$$

$$\text{0.} = \frac{1..}{\gamma} \times 7. + 7. = \frac{1..}{\gamma}$$

$$\text{0.} = \frac{1..}{\gamma} \times 7. + 7. = \frac{1..}{\gamma}$$

$$\text{0.} = \frac{1..}{\gamma} \times 7. + 7. = \frac{1..}{\gamma}$$

$$\text{0.} = \frac{1..}{\gamma} \times 7. + 7. = \frac{1..}{\gamma}$$

$$\text{0.} = \frac{1..}{\gamma} \times 7. + 7. = \frac{1..}{\gamma}$$

$$\text{0.} = \frac{1..}{\gamma} \times 7. + 7. = \frac{1..}{\gamma}$$

$$\text{0.} = \frac{1..}{\gamma} \times 7. + 7. = \frac{1..}{\gamma}$$

$$\text{0.} = \frac{1..}{\gamma} \times 7. + 7. = \frac{1..}{\gamma}$$

$$\text{0.} = \frac{1..}{\gamma} \times 7. + 7. = \frac{1..}{\gamma}$$

$$\text{0.} = \frac{1..}{\gamma} \times 7. + 7. = \frac{1..}{\gamma}$$

$$\text{0.} = \frac{1..}{\gamma} \times 7. + 7. = \frac{1..}{\gamma}$$

$$\text{0.} = \frac{1..}{\gamma} \times 7. + 7. = \frac{1..}{\gamma}$$

# الحل الثاني: عن طريق جدول التوزيع التكراري المتجمع الهابط:

هابطة	التكرارات المتجمعة ال	الفئات المتجمعة الهابطة	التكرارات	الفئات
	١	الحد الأدنى فأكثر	10	أقل من ٢٠
_	٨o	۲۰ فأكثر	40	-7.
	٦.	۳۰ فأكثر		
	o . ———		٣.	-٣٠
	٣.	۰ ۰ فأكثر	۲.	-0.
	١.	۸۰ فأكثر	١.	۸۰ فأكثر
	صفر	_ أكثر من الحد الأعلى	١	_
		$\gamma \cdot \cdot = \frac{\gamma \cdot \cdot}{\gamma} = \frac{3}{\gamma}$	سیط = <del>مج</del> سیط =	ترتيب الو،
		<u>····································</u>	× ۲. +	ر ۲ = ۳۰
		<u>)</u> m	- × ۲ · +	۳. =
			٣٦,٦٧	∴ ر۲ =

## (٢) الوسيط بالرسم

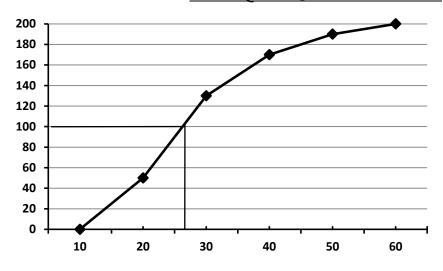
## الخطوات:

- ١. نكون جدول التوزيع التكراري المتجمع الصاعد أو الهابط.
  - ٢. نرسم المنحنى التكراري المتجمع الصاعد أو الهابط.
    - ٣. نحدد ترتيب الوسيط حيث:

$$\frac{\alpha + 2}{\gamma}$$
 in item in item

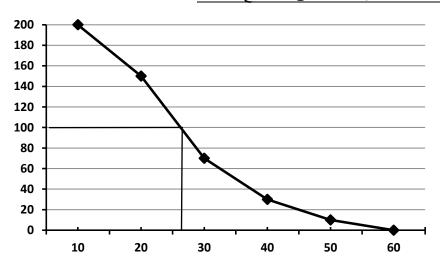
- ٤. نحدد ترتيب الوسيط على المحور الرأسى (التكرارات المتجمعة) ثم نرسم منه موازياً للمحور الأفقى فيتقاطع مع المنحنى المتجمع الصاعد أو الهابط في نقطة نسقط منها عموداً على المحور الأفقى فيتحدد قيمة الوسيط.
- مكن رسم المنحنيان المتجمعان الصاعد والهابط معا في رسم واحد فيتقاطع المنحنيان في نقطة واحدة أمام ترتيب الوسيط نسقط منها عموداً على المحور الأفقى فيتحدد قيمة الوسيط.

# حل مثال (۱) الحل عن طريق المنحنى المتجمع الصاعد:



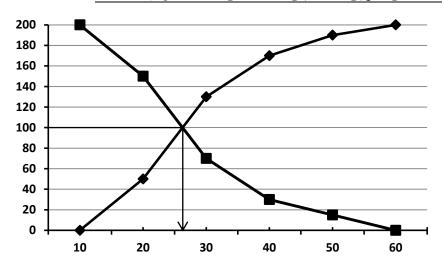
ترتيب الوسيط =  $\frac{\Lambda + - \mathbb{D}}{\Upsilon} = \frac{\Upsilon}{\Upsilon} = 1 \cdot \cdot \cdot \cdot$  قيمة الوسيط ر $\chi = \Upsilon$  تقريباً

# الحل عن طريق المنحنى المتجمع الهابط:



ترتيب الوسيط =  $\frac{A-b}{Y} = \frac{Y}{Y} = \frac{Y}{Y} = \frac{Y}{Y}$  تقريباً

# الحل عن طريق المنحنيان المتجمعان الصاعد والهابط معاً:



.. قيمة الوسيط ر، = ٢٦ تقريباً

# الفصل الخامس المنوال Mode

#### خصائص المنوال:

- ١. لا يتأثر بالقيم المتطرفة.
- ٢. يمكن حسابه من الجداول التكرارية المفتوحة من أحد طرفيها أو من الطرفين مثل الوسيط ولكن يفضل عدم استخدامه في هذه الجداول لعدم معرفة طول الفئة المفتوحة وبالتالي نجهل تكرارها المعدل أي نفترض استبعادها مقدماً.
  - ٣. يمكن حسابه بالرسم والحساب مثل الوسيط.
- ٤. يحتاج لتعديل التكرارات في حالة الجداول التكرارية ذات الفئات غير المتساوية.
  - ٥. يصلح للمتغيرات الوصفية بالإضافة للمتغيرات الكمية.
- 7. قد يكون هناك منوالين أو أكثر للتوزيع الواحد وقد لا يوجد منوال على الإطلاق إذا لم يكن هناك قيمة شائعة وبالتالى لا يصلح فى هذه الحالة كمقياس مركزى.
- ٧. يعطى نتائج غير دقيقة ومتطرفة جداً في حالة التوزيعات ذات المنحنيات الشديدة أو الحادة الالتواء حيث تصبح قيمة المنوال طرفية ولا تمثل المجموعة.
- ٨. يعتبر المنوال مقياس غير دقيق وغير ثابت حيث تختلف قيمته
   بإختلاف طريقة حسابه وطريقة تبويب البيانات من حيث أطوال

الفئات ، وجميع طرق حسابه تقريبية وأدقها طريقة الفروق وبالرسم عن طريق المدرج التكراري يليهما في الدقة طريقة الرافعة.

# أولاً: البيانات غير المبوية:

يعرف المنوال بأنه القيمة الشائعة أو القيمة الأكثر شيوعاً أو الأكثر تكراراً أى القيمة التى تحدث أكثر من أى قيمة غيرها فى المجتمع أو العينة.

# مثال (١):

استخرج المنوال للقيم التالية:

0, 7, 9, 1, 0, 1, 0, 7

#### الحل:

القيمة الأكثر شيوعاً هي الرقم ٥

 $\therefore$  المنوال (م) = 0

## مثال (٢):

استخرج المنوال للقيم التالية:

7. . 17 . 17 . 10 . 1. . 17 . 1.

#### الحل:

القيمة الأكثر تكراراً = القيمتان ١٠، ١٢

:. يوجد في هذه البيانات منوالين هما = ١٠، ١٢،

## مثال (۳):

استخرج المنوال للقيم التالية:

70 , 7. , 70 , 7V , 77 , 7.

#### الحل:

لا يوجد قيمة شائعة أو قيمة أكثر تكراراً

.: لا يوجد منوال

# ثانياً: البيانات المبوبة:

حالة الفئات المتساوية:

# (١) المنوال بالحساب:

يمكن تعريف المنوال في جداول التوزيعات التكرارية بأنه نقطة النهاية العظمي للتوزيع.

# (أ) طريقة الرافعة أو عزوم القوى: Moments of Force

نحدد بداية الفئة المنوالية وهى الفئة التى يوجد بها أكبر تكرار فى التوزيع ولتحديد قيمة المنوال داخل هذه الفئة يلاحظ ما يلى:

- يقع المنوال في مركز الفئة المنوالية في حالة التوزيعات المتماثلة وفي
   هذه الحالة تتطابق جميع طرق حسابه بالرسم وبالحساب كما يتطابق
   مع المتوسطات الأخرى الوسط الحسابي والوسيط.
- أما فى حالة التوزيعات غير المتماثلة (الملتوية) يمكن اعتبار المنوال هو محور الارتكاز أو نقطة التوازن لرافعة طولها هو طول الفئة

المنوالية ولها قوتان في طرفيها هما التكرار السابق عند الحد الأدنى للفئة المنوالية والتكرار اللاحق عند الحد الأعلى للفئة المنوالية ، وبتطبيق قاعدة الروافع التالية:

| القوة  $\times$  ذراعها = المقاومة  $\times$  ذراعها

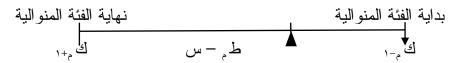
وبفرض أن قيمة المنوال (م) تبعد عن الحد الأدنى للفئة المنوالية بطول مقداره مقداره (س) وبالتالى تبعد عن الحد الأعلى للفئة المنوالية بطول مقداره (طول الفئة - س) أى  $(d_{4} - m)$  وذلك بفرض أن  $d_{-}$  والمؤل الفئة المنوالية  $d_{4}$ 

وإذا رمزنا لتكرار الفئة المنوالية بالرمز ك م

وإذا رمزنا للتكرار السابق بالرمز ك م-١

وإذا رمزنا للتكرار اللاحق بالرمز ك م٠٠

فإنه يمكن استنتاج العلاقة التالية:



ودائماً سيقترب المنوال من بداية الفئة المنوالية أو من نهايتها حسب التكرار الأكبر السابق أو اللاحق فإذا كان التكرار السابق هو الأكبر تتجه قيمة المنوال أو تقترب من بداية الفئة المنوالية وإذا كان التكرار اللاحق هو الأكبر تتجه قيمة المنوال أو تقترب من نهاية الفئة المنوالية وبديهي إذا تساوى التكراران السابق واللاحق يتمركز المنوال في منتصف الفئة المنوالية.

بالتعويض في قاعدة الروافع السابقة نجد أن:

$$(\mathbf{d}_{a} - \mathbf{w}) \times \mathbf{d}_{a+1} \times \mathbf{d}_{a}$$

$$\mathbf{u}$$
 (ك م-١ + ك م + ١) = ك م + ١ × ط

$$\frac{2}{\alpha_{0}} \times \frac{2}{\alpha_{0}} \times \dots \times \frac{2}{\alpha_{n}} \times$$

وبإضافة المسافة (س) على بداية الفئة المنوالية نحصل على قيمة المنوال.

$$\frac{\frac{2}{a_{n+1}}}{\frac{1}{a_{n+1}}} \times \frac{\frac{2}{a_{n+1}}}{\frac{1}{a_{n+1}}}$$
 ... المنو ال (م) = بداية الفئة المنو الية + ط

#### ملاحظة هامة:

يلاحظ أن طريقة الرافعة تهمل قيمة أكبر تكرار وتعتمد في حسابها على قيمة التكرارين السبق واللاحق.

## مثال:

استخرج قيمة المنوال من التوزيع التكراري التالي:

## الحل:

$$\frac{10}{100}$$
 × ۱۰+ ۳۰ = (م) المنوال (م)  $\frac{10}{100}$  × ۱۰+ ۳۰ =

۳٣, ٧٥ = (م) ∴

# (ب) طريقة الفروق (طريقة بيرسون): Pearson

تعتبر طريقة الفروق أدق طرق حساب المنوال لأنها تأخذ في الاعتبار عند الحساب أكبر تكرار مع التكرارين السابق واللاحق له ، وتعتمد هذه الطريقة على إيجاد الفروق أو الانحرافات بين أكبر تكرار والتكرار السابق له مباشرة وبين أكبر تكرار والتكرار اللاحق له مباشرة ، ويقترب المنوال للحد الأدنى للفئة المنوالية أو الحد الأعلى للفئة المنوالية على أساس الفرق الأكبر للتكرار السابق أو اللاحق.

وإذا رمزنا للفروق بالرمز (ف) حيث:

الفرق الأول = أكبر تكرار - التكرار السابق له مباشرةً

 $_{1-a} = 10^{-1} = 10^{-1}$ 

الفرق الثاني = أكبر تكرار – التكرار اللاحق له مباشرةً

 $_{1+a}U = U_{a} - U_{a+1}$ 

$$\frac{\dot{\omega}}{\omega}$$
  $\times$  الحد الأدنى للفئة المنوالية  $+$   $d_{\alpha}$   $\times$   $\dot{\omega}$   $+$   $\dot{\omega}$ 

## حل المثال السابق بطريقة الفروق:

$$\frac{1}{1+1} \times 1 + \pi = 2$$

## (٢) المنوال بالرسم:

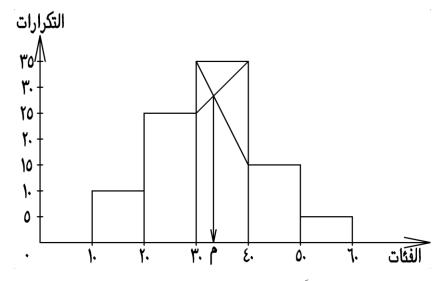
# (أ) المنحنى التكرارى:

إذا تم رسم المنحنى التكرارى بدقة تامة يتحدد المنوال أسفل قمة المنحنى (أعلى نقطة في المنحنى وهي نقطة النهاية العظمى للتوزيع) بحيث إذا أسقطنا منها عموداً على المحور الأفقى يتحدد قيمة المنوال ، ولكن هذه الطريقة تقريبية حيث تتوقف على مهارة الباحث في رسم المنحنى ، كما لا يمكن استنتاج المنوال من المضلع التكراري لأن أعلى نقطة ركنية في المضلع التكراري تتحدد فوق مركز الفئة المنوالية التي تتضمن أكبر تكرار والمنوال لا يكون في مركز الفئة المنوالية إلا في حالة التوزيع المتماثل فقط أو الذي يتساوى فيه التكراران السابق واللاحق لأكبر تكرار في التوزيع أما في التوزيعات الأخرى يجب أن يتجه أو يتحرك المنوال داخل الفئة المنوالية أو اللاحق.

# (ب) المدرج التكراري:

يعتبر من الطرق الدقيقة التي تعطى نتائج متماثلة لطريقة الفروق ، ويمكن أن نكتفى برسم الأعمدة الثلاثة فقط التي تحوى أكبر تكرار والتكراران السابق واللاحق إلا إذا كان المطلوب رسم المدرج التكراري كاملاً واستنتاج المنوال منه.

# حل المثال السابق بالرسم عن طريق المدرج التكرارى:



المنو ال = ٣٣,٣ تقر بياً

يلاحظ على الرسم السابق أننا قمنا بتوصيل الزاوية اليمنى القائمة لأكبر تكرار بالزاوية اليمنى القائمة للتكرار السابق بخط مستقيم ، كما قمنا بتوصيل الزاوية اليسرى القائمة لأكبر تكرار بالزاوية اليسرى القائمة للتكرار اللاحق بخط مستقيم ، ومن نقطة تقاطع الخطين معاً نسقط عموداً على المحور الأفقى فيتحدد قيم المنوال (م) بالرقم ٣٣,٣ تقريباً.

## حالة الفئات غير المتساوية:

القاعدة: نعد أو لا جدول التكرارات المعدلة ثم نقوم بتطبيق نفس القوانين والطرق السابقة لاستنتاج المنوال بالحساب أو الرسم على أساس الفئات الأصلية مع التكرارات المعدلة.

## مثال:

استخرج المنوال بالحساب والرسم للتوزيع التالى:

# الحل:

ك ÷ ط	ط	نی	9
٥ 🛶 ك	0	70	-0
١٠ 🛶 ك	١.	١	-1.
٨ ك م	٨	7 £	-7.
٤	٧	47	- ۲ ۸
٣	10	٤٥	040

# (١) طريقة الرافعة:

$$\frac{1+\frac{1}{1}}{1+\frac{1}{1}} \times \frac{1+\frac{1}{1}}{1+\frac{1}{1}} \times \frac{1+\frac{1}{1}}{1+\frac{1}{1}} \times \frac{1+\frac{1}{1}}{1+\frac{1}{1}} = \frac{1}{1+\frac{1}{1}} \times \frac{1}{1+\frac{1}{1}} \times \frac{1}{1+\frac{1}{1}} \frac{1}{1+\frac{1}} \times \frac{1}{1+\frac{1}}{1+\frac{1}}} \times \frac{1}{1+\frac{1}} \times \frac{1}{1+\frac{1}}$$

## (٢) طريقة الفروق:

م = الحد الأدنى للفئة المنوالية + طم ×

$$\frac{(2 - 2)}{(2 - 2)}$$

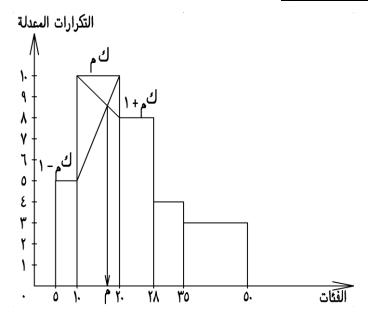
= الحد الأدنى للفئة المنوالية + طم ×

 $\frac{(2 - 2)}{(2 - 2)}$ 

= الحد الأدنى للفئة المنوالية + طم ×

 $\frac{(2 - 2)}{(2 - 2)}$ 
 $\frac$ 

# (٣) المنوال بالرسم:



#### ملاحظة:

يمكن الاكتفاء برسم الأعمدة الثلاثة الأولى فقط والتى تحوى أكبر تكرار والتكراران السابق واللاحق.

العلاقة بين المتوسطات الثلاث: (الوسط الحسابي والوسيط والمنوال)

في التوزيعات المتماثلة تتساوى المتوسطات الثلاث

الوسط الحسابي = الوسيط = المنوال

وكلما كان التوزيع ملتوياً كلما اختلفت المتوسطات الثلاث وابتعدت عن بعضها البعض وتزداد الفروق بينها كلما كان المنحنى أكثر إلتواءاً والعكس صحيح.

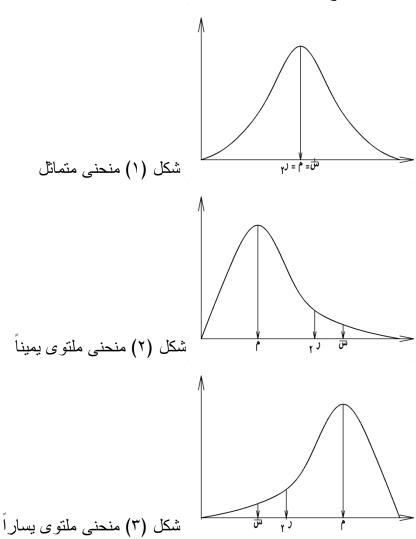
ودائماً يقترب الوسط الحسابى من ذيل المنحنى لأنه يتأثر كثيراً بالقيم الشاذة والمنوال يقع دائماً أسفل قمة المنحنى وهو أقل من الوسط الحسابى تأثراً بالقيم الشائعة ، أما الوسيط فيقع دائماً بين الوسط الحسابى والمنوال ، وقد وجد بالتجربة أن هناك علاقة تقريبية تجمع المتوسطات الثلاث وخاصة إذا كان المنحنى قريباً من التماثل وليس شديد الالتواء وللتوزيع منوال واحد فقط وهذه العلاقة هي:

 $\overline{w} - a = \Upsilon(\overline{w} - \zeta_{\gamma})$ 

وتستخدم العلاقة السابقة في حساب قيم أي متوسط بمعلومية المتوسطان الآخران وخاصة إذا كان المطلوب الوسط الحسابي من توزيع تكراري

مفتوح من أحد طرفيه أو من الطرفين ، ويلاحظ أن قيمة الوسيط تقع دائماً بين الوسط الحسابى والمنوال ، كما يستخدم أحد طرفى العلاقة السابقة كمقياس لإلتواء المنحنيات وكلما زادت الفروق بين المتوسطات الثلاث كلما كان التوزيع أكثر إلتواءاً والعكس صحيح.

ويمكن توضيح العلاقات السابقة على الأشكال البيانية التالية:



## تمارين على الباب الثاني

- ١. قارن بين المتوسطات: الوسط الحسابي الوسط الهندسي الوسط التو افقى الوسيط المنوال البيانات التالية:
  - £., 70, 7., 77, 7., 70, 7., 70, 7.

۲.

0.	٣.	۲.	10	١.	الأسعار
٦	١.	٨	٥	٣	الكميات

#### المطلوب:

أ - الوسط الحسابي البسيط للأسعار

ب- الوسط الحسابي للأسعار المرجح بالكميات

ج- الوسط الهندسي البسيط للأسعار

د - الوسط الهندسي البسيط للكميات

٣. لدينا خمسة مجموعات من الطلبة ويبلغ عدد الطلبة في كل مجموعة على الترتيب:

70,11,70,10,10

فإذا علم أن متوسط طول الطالب في كل مجموعة من المجموعات السابقة كان على الترتيب:

170, 171, 071, 071

# المطلوب:

أ - احسب الوسط الحسابي للأطوال في كل المجموعات

ب- احسب الوسط الهندسي للأطوال في كل المجموعات

#### ٤.

71.	-17.	-12.	-17.	-1	<b>-</b> 人 <b>•</b>	فئات الأجر
۲.	٣٥	٤٠	00	٣٥	10	عدد العاملين

## المطلوب:

أ - الوسط الحسابي للأجور

ب- الوسط التوافقي للأجور

ج- الوسيط بالحساب

د - المنوال بالحساب بطريقتي الرافعة والفروق

#### ٥.

119.	<b>-</b> 从•	-70	-7.	-0.	فئات الوزن
١	۲.,	٧٥.	٣٥.	٣.,	عدد الطلبة

#### المطلوب:

أ - حساب متوسط الوزن

ب- حساب وسيط الوزن بالحساب وبالرسم

ج- حساب القيمة الشائعة للوزن بطريقة الرافعة وبالرسم

٦.

-19.	-14.	-170	-100	-10.	أقل من ١٥٠	فئات الطول
۲.	٥,	10.	٣.,	١	١.	عدد الطلبة

#### المطلوب:

أ - حساب وسيط الطول بالحساب والرسم من الجدول المتجمع الهابط
 ب - حساب المنوال بطريقة الفروق وبالرسم

ج- استنتاج الوسط الحسابي للطول بمعلومية الوسيط والمنوال

٠٧.

٤٢,٥-٣٧,٥	-47,0	- ۲۷,0	-77,0	-17,0	الفئات
O	10	٣.	١٨	١٢	التكرارات

#### المطلوب:

أ - الوسط الحسابي

ب- ارسم المنحنى المتجمع الصاعد واستنتج منه الوسيط

ج- ارسم المدرج التكراري واستنتج منه المنوال

٨

٤٠-٣٠	-70	-14	-1.	۲ <b>-</b> 	صفر –	الفئات
۲.	٥,	1.0	٣٢.	۸.	٦.	التكرارات

#### المطلوب:

أ - ارسم المنحنيين الصاعد والهابط معاً واستنتج منهما قيمة الوسيط

# ب ارسم المدرج التكراري واستنتج المنوال منه

# ج- استنج الوسط الحسابي من المقياسيين السابقين

#### . ٩

٧.	٦,	٥,	٤٠	٣.	۲.	١.	الأوزان
٧	١٣	٥,	70	44	77	١٨	الأعداد

#### المطلوب:

أ - الوسط الحسابي

ب الوسط الهندسي

ج- الوسيط بالحساب

د - المنوال بالحساب

# الباب الثالث مقاییس التشتت Measures of Dispersion

الفصل الأول: الانحراف المتوسط

الفصل الثاني: الانحراف المعياري

الفصل الثالث: نصف المدى الربيعي

الفصل الرابع: معامل الاختلاف والالتواء والعزوم والتفرطح

#### مقدمة:

إن مقياس النزعة المركزية لا يكفى وحده لوصف وتحليل البيانات وخاصة عند المقارنة بين متوسطين أو أكثر لمجموعات مختلفة من البيانات حيث لا يؤخذ في الاعتبار مدى تقارب أو تباعد هذه البيانات عن أحد المتوسطات ، فقد يتساوى متوسطان لمجموعتين من البيانات بالرغم من تقارب البيانات الأولى من متوسطها وتباعد البيانات الثانية عن متوسطها كما يتضح من المثال التالى:

بیانات المتغیر (س) هی = ۱۲، ۱۳، ۱۶، ۱۵، ۱۹، ۱۹

 $-15 = \overline{m}$  حيث متوسطها الحسابي

بیانات المتغیر (ص) هی = ۷ ، ۱۸ ، ۲۵ ، ۱۵ ، ۵

 $-18 = \overline{m}$  حيث متوسطها الحسابي  $\overline{m}$ 

أى أن المتغيريين لهما نفس الوسط الحسابى ولكن لا نستطيع الحكم على أن توزيع البيانات فى المجموعتين متشابه فإذا قمنا بحساب المدى لبيانات المتغيريين السابقين نجد أن:

المدى لبيانات المتغير (س) = ١٦ - ١٦ = ٤

المدى لبيانات المتغير (ص) = ٢٠ = ٥ - ٢٠

واضح أن بيانات المتغير الأول (س) أكثر تركزاً أو أقل تشتتاً حول وسطها الحسابي والعكس تماماً بيانات المتغير الثاني (ص) أقل تركزاً أو أكثر تشتتاً حول وسطها الحسابي.

وقد يتفق المدى لمجموعتين من البيانات ولكن أيضاً يختلف توزيع هذه البيانات حول متوسطها لذلك فالأصوب دائماً لاستكمال وصف البيانات أن يقاس مع المتوسط التشتت أو التباين أو الاختلاف وأن يقاس أيضاً الالتواء والتفرطح لاستكمال الوصف الكامل للبيانات.

وفي هذا الباب نتعرض لمقاييس التشتت وهي نوعان:

النوع الأول: مقاييس تشتت مطلقة:

وهذه المقاييس تعطى نتائج مطلقة تأخذ نفس وحدة قياس المتغير الأصلى ولذلك هي لا تصلح للمقارنة بين تشتت التوزيعات المختلفة إلا إذا اتحدت وحدات القياس. وهذه المقاييس هي: متوسط الانحرافات المطلقة – الانحراف المعياري – المدى – نصف المدى الربيعي.

النوع الثاني: مقاييس التشنت النسبية:

هذه المقاييس تصلح للمقارنة بين تشتت التوزيعات المختلفة لأنها مقاييس نسبية ليس لها تمييز أو وحدة قياس وأهمها "معامل الاختلاف".

وسوف تتم الدراسة في هذا الباب من خلال الفصول التالية:

الفصل الأول: الانحراف المتوسط

الفصل الثاني: الانحراف المعياري

الفصل الثالث: نصف المدى الربيعي

الفصل الرابع: معامل الاختلاف والالتواء والعزوم والتفرطح

# الفصل الأول الانحراف المتوسط Mean Deviation

#### مقدمة:

سبق أن ذكرنا في خصائص الوسط الحسابي أن مجموع الانحرافات أو الفروق بين القيم المختلفة للتوزيع والوسط الحسابي يساوى صفراً ، لذلك يمكن إيجاد الفروق أو الانحرافات بين القيم الأصلية والوسط الحسابي وكلما اتسعت أو زادت هذه الفروق كلما كانت البيانات أكثر تشتتاً والعكس صحيح وإذا أهملنا إشارات هذه الفروق وتم حساب متوسطها المطلق يمكن استخدامه كمقياس لتشتت البيانات ، ويتم حساب متوسط الانحرافات المطلقة عن الوسط الحسابي أو الوسيط أو المنوال أو أي مقياس مركزي آخر ولكن أكثر هم شيوعاً واستخداماً هو متوسط الانحرافات المطلقة عن الوسط الحسابي.

خصائص الانحراف المتوسط عن الوسط الحسابي:

- ١. يهمل الإشارات المختلفة للفروق أو الانحرافات.
  - ٢. يأخذ جميع المفردات في الاعتبار في حسابه.
    - ٣. لا يتأثر بالقيم الشاذة.
- ٤. لا يستجيب للعمليات الحسابية (الجمع والطرح والضرب والقسمة)

# أولاً: البيانات غير المبوبة:

يتحدد متوسط الانحرافات المطلقة أو الانحراف المتوسط عن الوسط الحسابي من التعريف السابق بالقانون التالي:

الانحراف المتوسط عن الوسط الحسابى = 
$$\frac{\sqrt{(w_{c} - \overline{w})}}{v}$$

$$\frac{\left|\left(w_{0}-c_{\gamma}\right)\right|}{c}$$
 الانحراف المتوسط عن الوسيط =  $\frac{\left|\left(w_{0}-c_{\gamma}\right)\right|}{c}$ 

#### مثال:

احسب متوسط الانحرافات المطلقة عن الوسط الحسابي والوسيط للبيانات التالبة:

77, 71, 70, 70, 71

## الحل:

$$\frac{1}{1} \frac{1}{1} \frac{1}$$

الوسيط بعد ترتيب القراءات تصاعدياً

TO . TA . TO . TT . T.

ترتیب الوسیط = 
$$\frac{0+1}{7}$$
 =  $\infty$  (الوسیط هو القراءة الثالثة)

متوسط الانحر افات المطلقة عن الوسط الحسابي:

ا س – <del>س</del> ا	<u> </u>	m
٦	٦-	۲.
١	1-	70
٩	٩	٣٥
۲	۲	47
٤	٤-	77
77	صفر	
مجــ   س – س	مجــ (س – س)	

 $\xi,0 = \frac{\gamma}{0} = \frac{\gamma}{0}$ متوسط الانحر افات المطلقة عن الوسط الحسابى

# متوسط الانحر افات المطلقة عن الوسيط:

ا س – ر ۲ ا	س – ر ۲	س
٥	0-	۲.
صفر	صفر	70
١.	١.	٣٥
٣	٣	47
٣	٣-	77
71	٥	
مجــ   س – ر ۲	مجــ (س – ر ۲)	

متوسط الانحر افات المطلقة عن الوسيط =  $\frac{1}{6}$  = 5,7

# ثانياً: البيانات المبوبة:

فى الجداول التكرارية يحسب متوسط الانحرافات المطلقة عن الوسط الحسابى أو الوسيط مرجحاً بالتكرارات حيث:

الانحراف المتوسط عن الوسط الحسابى = 
$$\frac{|w-w|}{|w-w|}$$
 مجـك مجـك مجـك الانحراف المتوسط عن الوسيط =  $\frac{|w-w|}{|w-v|}$  مجـك

#### مثال:

احسب كل من الانحراف المتوسط عن الوسط الحسابي وعن الوسيط للتوزيع التالي:

19.	<b>-</b> ∧ •	-٧.	-7.	-0.	-٤.	فئات
٨	17	١٧	١٨	10	١.	تكرارات

#### الحل:

<u>ا</u> س – س ا ك	ا س- <del>س</del> ا	ك س	m	اک	ف
7 TV, 0 .	77,70	٤٥.	٤٥	١.	- ٤ •
7.7,70	17,70	۸۲٥	0	10	-0.
٦٧,٥٠	٣,٧٥	117.	0 ۲	١٨	-7.
1.7,70	7,70	1770	٧٥	١٧	-٧.
190	17,70	1.7.	٨٥	17	一人•
۲۱.	77,70	<b>&gt;</b> 7.	90	٨	19.
1.77,0.		00		٨٠	
مج <u>     ك   س                              </u>		مجے ك س		مجـ ك	

$$7 \text{ A,Vo} = \frac{00..}{\text{A.}} = \frac{00..}{\text{A.}} = \frac{00..}{\text{A.}} = \frac{00..}{\text{A.}}$$

$$\frac{|\overline{w}-\overline{w}|}{|\overline{w}-\overline{w}|} = \frac{|\overline{w}-\overline{w}|}{|\overline{w}-\overline{w}|}$$
 الانحر اف المتوسط عن الوسط الحسابى  $= \frac{|\overline{v}-\overline{w}|}{|\overline{v}-\overline{w}|} = \frac{|\overline{v}-\overline{w}|}{|\overline{v}-\overline{w}|}$ 

## حساب الوسيط عن طريق الجدول المتجمع الصاعد:

$$\mathfrak{z}_{\bullet} = \frac{\Lambda_{\bullet}}{\Upsilon} = \frac{\Lambda_{\bullet}}{\Upsilon} = \frac{\Lambda_{\bullet}}{\Upsilon} = \mathfrak{z}_{\bullet}$$
ترتیب الوسیط

$$C_{\gamma} = .7 + .1 \times \frac{.3 - 07}{73 - 07}$$

# $\therefore c_7 = 77, AF$

ك س - ر ١	ا س- ر <sub>۲</sub> ا	س	أک	و.
777,7.	74,44	٤٥	١.	-٤.
199,90	۱۳,۳۳	00	10	-0.
09,95	٣,٣٣	70	١٨	-7.
117,79	٦,٦٧	٧٥	1 \	-Y•
۲٠٠,٠٤	17,77	Λο	١٢	<b>-</b> 人•
717,77	<b>۲</b> ٦,٦٧	90	٨	19.
1.19,91			۸.	
مجــ   س- ر ۲			مجـ ك	

## ملاحظة:

يقترب الانحراف المتوسط عن الوسط الحسابي من الانحراف المتوسط عن الوسيط وذلك لأن المنحني قريب جداً من التماثل وفي المنحنيات المتماثلة يتعادل الانحرافان تماماً لأن المتوسطات الثلاث تتعادل (الوسط الحسابي = الوسيط = المنوال)

# الفصل الثانى الانحراف المعيارى Standard Deviation

## خصائص الانحراف المعيارى:

- ١. من أدق مقاييس التشتت المطلقة وأكثرها شيوعاً أو استخداماً ولكنه لا يصلح للمقارنات بين تشتت التوزيعات المختلفة إلا إذا كان لها نفس وحدة القياس حيث أن الانحراف المعيارى يأخذ نفس وحدة قياس المتغير الأصلي.
  - ٢. يستخدم جميع مفردات المتغير عند حسابه.
- ٣. يعالج أهم عيوب الانحراف المتوسط الذي يهمل الاشارات عند إيجاد مجموع الانحرافات المطلقة و لا يمكن حسابه على أساس الانحرافات عن الوسيط أو المنوال.
  - ٤. لا يمكن حسابه من الجداول المفتوحة.
- ع. الانحراف المعيارى يحسب على أساس مجموع مربعات انحرافات القيم عن الوسط الحسابى وهى دائماً أصغر ما يمكن إذا ما قورنت بمجموع مربعات انحرافات القيم عن أى متوسط مركزى آخر.
- 7. إذا ربعنا الانحراف المعيارى نحصل على مقياس جديد يطلق عليه التباين Variance ولذلك فالتباين هو مربع الانحراف المعيارى ويكون الانحراف المعيارى هو جذر التباين والتباين له استخدامات هامة ومتعددة خاصة في علم الإحصاء التحليلي.
- ٧. يعتبر الانحراف المعيارى أحد العناصر الرئيسية المكونة لمعادلة
   المنحنى الطبيعى ومعادلات بعض التوزيعات الأخرى غير المتماثلة

وفى حساب الارتباط والانحدار وكثير من موضوعات الإحصاء الوصفى والتحليلي.

٨. لا يتأثر الانحراف المعيارى بالجمع والطرح ولكنه يتأثر بالضرب
 والقسمة ويجب مراعاة تأثير ذلك على الناتج النهائي.

# أولاً: البيانات غير المبوية:

الانحراف المعيارى هو الجذر التربيعى الموجب لمتوسط مربعات انحرافات القيم عن وسطها الحسابى لذلك فهو يعالج عيوب الانحراف المتوسط حيث نوجد انحرافات القيم عن الوسط الحسابى ثم نربع هذه الانحرافات حتى تصبح كلها موجبة ونوجد متوسطها ، وأخيراً نوجد الجذر التربيعى الموجب لمتوسط مجموع مربعات الانحرافات عن الوسط الحسابى فينتج الانحراف المعيارى.

وبفرض أننا سنرمز للإنحراف المعيارى بالرمز (ع) إذن يصبح التباين (ع) وبالتطبيق الرياضي للتعريف السابق نجد أن:

$$\mathbf{a}^{\mathsf{Y}} = \frac{\mathbf{a}_{\mathsf{w}} - \mathbf{a}_{\mathsf{w}} - \mathbf{a}_{\mathsf{w}}}{\mathbf{b}_{\mathsf{w}}} = \mathbf{a}_{\mathsf{w}}^{\mathsf{Y}}$$

ويمكن تبسيط للقانون السابق رياضياً كما يلى:

$$3^{r} = \frac{\left(\omega^{r} - r\omega \times \overline{\omega} + \overline{\omega}^{r}\right)}{\dot{\upsilon}}$$

$$\frac{\frac{1}{\sqrt{w}} \times \dot{v}}{\dot{v}} + \frac{\sqrt{w} \times \sqrt{w}}{\dot{v}} - \frac{\sqrt{w} \times \sqrt{w}}{\dot{v}} = \frac{\sqrt{w} \times \sqrt{w}}{\dot{v}}$$

$$\frac{\sqrt{2}}{\sqrt{2}} + \sqrt{2} \times \sqrt{2} = \frac{\sqrt{2}}{\sqrt{2}} = \frac{\sqrt{2}}{\sqrt{2}}$$

## مثال:

احسب التباين والانحراف المعيارى للقيم التالية:

10,17,1,,,,0, £

## الحل:

س	س
١٦	٤
70	٥
٦٤	٨
١	١.
1 £ £	١٢
770	10
0 / ٤	0 £
مجــ س ٰ	مجــ س

$$\begin{pmatrix}
\frac{\nabla}{\partial x} & \frac$$

ولا يتأثر الإنحراف المعيارى عند تبسيط البيانات بطرح أو جمع وسط فرضى حيث أن الطرح والجمع لا يؤثران على الناتج التهائى ولكنه يتأثر بعمليات الضرب والقسمة ولذلك لابد من معالجة نتائجها بالعملية العكسية تماماً.

# ثانياً: البيانات المبوية:

# (١) الطريقة المطولة:

يعرف الإنحراف المعيارى فى التوزيعات التكرارية بأنه متوسط مجموع مربعات الإنحرافات أو الفروق عن الوسط الحسابى مرجحاً بالتكرارات حيث:

$$3^{7} = \frac{-\frac{1}{2}\left(w - \overline{w}\right)}{-\frac{1}{2}} = \frac{1}{2}$$

ويمكن تبسيط العلاقة السابقة بنفس خطوات التبسيط التي أجريناها في البيانات غير المبوبة بحيث نصل للقانون التالي:

## (٢) الطريقة المختصرة:

إذا قمنا بتبسيط العمليات الحسابية في التوزيع عن طريق اختيار وسط فرضى مناسب (أ) واستبعاده من جميع مراكز الفئات دون أن تتأثر النتيجة النهائية للانحراف المعياري نتيجة عمليات الطرح أوالجمع ويمكن استخدام نفس الصيغة الرياضية السابقة باستبدال مراكز الفئات بالانحرافات فقط ويصبح الإنحراف المعياري هو متوسط مجموع مربعات الفروق بين الانحرافات عن وسط فرضى والوسط الحسابي مرجحاً بالتكرارات كما يلي:

$$3^{7} = \frac{-\frac{2}{\sqrt{2-w}}}{-\frac{2}{\sqrt{2-w}}} = \frac{7}{\sqrt{2-w}}$$

وبتبسيط العلاقة السابقة يمكن أن نصل لنفس الصورة كما يلى:

$$3^{\prime} = \frac{\sqrt{\frac{2}{0} + \frac{1}{0}}}{\sqrt{\frac{2}{0} + \frac{1}{0}}} - \frac{\sqrt{\frac{2}{0} + \frac{1}{0}}}{\sqrt{\frac{2}{0} + \frac{1}{0}}} = \sqrt{\frac{2}{0} + \frac{1}{0}}$$

$$\sqrt{\frac{2}{0} + \frac{1}{0}} = \sqrt{\frac{2}{0} + \frac{1}{0}}$$

## (٣) الطريقة المختصرة المختزلة:

إذا قسمنا انحرافات الوسط الحسابى عن وسط فرضى على عامل مشترك سواء كان طول الفئة فى الجداول التكرارية ذات الفئات المتساوية أو أى عامل مشترك آخر وليكن (ط) فإن الإنحراف المعيارى يتأثر بالعامل المشترك (عامل الاختزال) ولابد من ضرب الناتج النهائى فى العامل المشترك (ط) كما يلى:

$$3^{7} = d^{7} \left\{ \frac{(-\frac{1}{2})^{2}}{(-\frac{1}{2})^{2}} - \frac{(-\frac{1}{2})^{2}}{(-\frac{1}{2})^{2}} \right\}^{7} = 3^{7}$$

$$\frac{7}{(-\frac{1}{2})^{2}} - \frac{7}{(-\frac{1}{2})^{2}} = 3^{7$$

## مثال:

احسب التباين والإنحراف المعياري للتوزيع التكراري التالي:

7577.	-7	-14.	-17.	-12.	-17.	-1	فئات الأجر
10	40	٤٠	٨٠	٥,	٣.	۲.	عدد العاملين

## (١) الطريقة المطولة:

نقوم بإعداد نفس الجدول المعد عند حساب الوسط الحسابى ( $\frac{m}{v}$ ) بالطريقة المطولة ونضيف عليه خانة إضافية جديدة تنتج من ضرب خانة ( $\frac{m}{v}$ ) كما يلى:

ك س خ	ك س	س س	[ى	ف
7 2 7	77	11.	۲.	-1
0. /	49	١٣.	٣.	-17.
1170	٧٥	10.	٥,	-12.
7777	187	١٧.	۸.	-17.
1222	٧٦	19.	٤٠	- <b>1</b>
11.70	070.	۲١.	70	-7
٧٩٣٥٠٠	<b>750.</b>	74.	10	7577.
٧٥٢٦	٤٣٥		۲٦.	
مجاك س	مجــ ك س		مجـ ك	

# .. ع = <del>| ۹۰٤,۲۹ جنیه</del>

## (٢) الطريقة المختصرة:

نقوم بإعداد نفس الجدول المعد عند حساب الوسط الحسابي (س) بالطريقة المختصرة ونضيف عليه خانة إضافية جديدة تنتج من ضرب خانة (ك ح) في خانة (ح) لتنتج الخانة (ك ح) كما يلي:

ك ح٢	ك ح	ح	س	ك	ف
٧٢٠٠٠	17	٦	11.	۲.	-1
٤٨٠٠٠	17	٤ • -	۱۳.	٣.	-17.
7	١	۲	10.	٥,	-15.
صفر	صفر	صفر	١٧.	۸.	-17.
17	۸	۲.	19.	٤٠	-11.
٤٠٠٠	١	٤٠	۲1.	40	-۲
0 2	9	٠ ۲	۲٣.	10	7577.
70	V • • -			۲٦.	
مج ك ح	مجے ك ح			مجـ ك	

حيث أ = ١٧٠

$$3^{7} = \frac{-2 - 2}{-2} - \frac{\sqrt{2} - 2}{\sqrt{2}} = \sqrt{2}$$

$$\left(\frac{\vee \cdot \cdot -}{\vee \cdot \cdot}\right) - \frac{\vee \circ \cdot \cdot \cdot \cdot}{\vee \cdot \cdot} =$$

يتضح من الحل السابق أن الإنحراف المعيارى لم يتأثر بطرح وسط فرضى (أ) من مراكز الفئات.

## (٣) الطريقة المختصرة المختزلة:

نقوم بإعداد نفس الجدول المعد عند حساب الوسط الحسابى ( $\frac{1}{100}$ ) بالطريقة المختصرة ونضيف عليه خانة إضافية جديدة تنتج من ضرب خانة ( $\frac{1}{100}$ ) كما يلى:

اک ک	ك ك	2	ح	س	[ئ	ف
١٨٠	٦	٣-	٦	11.	۲.	-1
١٢.	٦	۲-	٤	١٣.	٣.	-17.
٥,	٥	1-	۲	10.	٥٠	-15.
صفر	صفر	صفر	صفر	١٧.	۸.	-17.
٤.	٤٠	١	۲.	19.	٤٠	-14.
١	٥,	۲	٤٠	۲١.	70	-7
180	٤٥	٣	٦.	۲۳.	10	7577.
770	٣٥-				۲٦.	
مجے ك ك	مجاك ح				مجـ ك	

حيث أ = ١٧٠ لا يتأثر بها الإنحراف المعيارى

حيث ط = ٢٠ يتأثر بها الإنحراف المعيارى

$$\begin{cases} \begin{pmatrix} \frac{1}{\sqrt{2}} & \frac{1}{\sqrt{2}} &$$

## تصحیح شبرد Sheppard's Correction:

فى البيانات المبوبة فقط فى جداول تكرارية افترضنا أن التكرارات داخل كل فئة موزعة بإنتظام على مدار الفئة ولذلك أعطينا كل تكرار قيمة متوسطة هى مركز الفئة بالرغم من اختلاف ذلك تماماً مع واقع البيانات المفردة الفعلية قبل تبويبها ، ويتوقف هذا التقريب على طول الفئة من ناحية ومدى التوزيع المنتظم للتكرارات داخل الفئة من ناحية أخرى ، ولذلك اقترح "شبرد - Sheppard" معالجة هذا الخطأ الفرضى بأن يتم

طرح المقدار طرب تحت الجذر التربيعي للإنحراف المعياري حيث يصبح قانون الإنحراف المعياري بعد التصحيح كما يلي:

$$\frac{1}{1} - \left\{ \left( \frac{\omega}{---} \underbrace{\omega}_{---} \underbrace{\omega}_{---} \underbrace{\omega}_{---} \underbrace{\omega}_{---} \underbrace{\omega}_{---} \underbrace{\omega}_{---} \underbrace{\omega}_{---} \underbrace{\omega}_{---} \underbrace{\omega}_{----} \underbrace{\omega}_{---} \underbrace{\omega}_{----} \underbrace{\omega}_{---} \underbrace{\omega$$

حيث (ط) هي طول الفئة وبتطبيق هذا التصحيح على المثال السابق نجد أن:

$$\frac{7}{17} - 905,5 \neq 0$$

# الفصل الثالث نصف المدى الربيعى Semi Interquartile Range

## المدى: Range

المدى لمجموعة من القيم أو المشاهدات عبارة عن الفرق بين أكبر قراءة وأصغر قراءة يمكن أن يأخذها المتغير ، ويعبر المدى عن التشتت المطلق بين القيم أو القراءات ولكنه أقل مقابيس التشتت المطلقة دقة بالرغم من أنه سهل الحساب ولكنه يتأثر بشدة بالقيم الشاذة ، كما لا يأخذ كل القيم في الاعتبار عند الحساب بل يكتفى بقيمتين فقط أكبر قيمة وأصغر قيمة وبالرغم من العيوب السابقة فهو مؤشر للتشتت خاصة في المجموعات الكبيرة جداً.

ويمكن حساب التشتت أيضاً من الجداول التكرارية وذلك عن طريق الفرق بين الحد الأعلى للفئة الأخيرة والحد الأدنى للفئة الأولى ولذلك لا يمكن حسابه من الجداول التكرارية المفتوحة.

كما يستخدم المدى كثيراً فى خرائط مراقبة جودة الإنتاج لكثرة العينات المأخوذة على فترات متقاربة.

## مثال ١:

احسب المدى للقيم التالية:

٤٥, ٣٦, ٨, ٦٥, ٢٤, ١٢

## الحل:

 $VV = \Lambda - 70 = VV$ المدى

ويمكن التعبير عن المدى بطريقة أخرى وذلك بأن نقول المدى للقيم السابقة يتراوح بين ٨، ٦٥

#### مثال ۲:

## احسب المدى للتوزيع التكراري التالي:

٤٠-٣٥	-٣.	-۲0	-7.	-10	-1.	-0	ف
١.	۲.	٤٠	٧.	٥.	٣.	١.	<u>اک</u>

#### الحل:

 $mo = 0 - \xi \cdot = 0$ 

## نصف المدى الربيعي: Semi Interquartile Range

## خصائص نصف المدى الربيعي:

- المدى الربيعى أصعب فى طريقة حسابه من المدى ولكنه يعالج بعض عيوب المدى ومن أهمها أنه يهمل القراءات المتطرفة.
- ٢. لا يأخذ كل المفردات في الاعتبار عند الحساب ولكنه يعتمد على قراءتين فقط مثل المدى القراءة الأولى وتقع في نهاية الربع الأول للبيانات والقراءة الثانية التي تقع في نهاية الربع الثالث للبيانات وذلك بعد ترتيب البيانات تصاعدياً أو تنازلياً.

وكما رأينا في الفصل السابق أن الإنحراف المعياري يعتمد على الإنحرافات أو الفروق عن الوسط الحسابي نجد أن نصف المدى الربيعي يعتمد في حسابه على الإنحراف بين الربيع الأعلى والوسيط أو الربيع الأدنى والوسيط حيث يفترض أن الوسيط يقع في منتصف المسافة بين

الربيع الأدنى والربيع الأعلى خاصة إذا كان التوزيع متماثلاً ، ولذلك فإن نصف المدى الربيعي يعنى منتصف المسافة بين الربيعين الأدنى والأعلى والتي تعادل المسافة بين أحد الربيعين والوسيط والتي يمكن اعتبارها مقياساً مطلقاً للتشتت.

# أولاً: البيانات غير المبوبة:

بعد ترتيب القراءات أو القيم ترتيباً تصاعدياً أو ترتيباً تنازلياً يمكن تحديد المفاهيم التالية:

# (Lower) First Quartile الربيع الأول (الأدنى) را الربيع الأول (الأدنى) الم

هو القيمة التى يقع أقل منها أو دونها ربع القيم المختلفة للمتغير وبالتالى يقع أكثر منها ثلاثة أرباع القيم المختلفة للمتغير وذلك من ناحية العدد فقط.

## ٢. الربيع الثاني (الوسيط) رب Second Quartile ٢.

هو القيمة التى يقع أقل منها أو دونها نصف القيم المختلفة للمتغير وبالتالى يقع أكثر منها النصف الآخر لقيم المتغير وذلك من ناحية العدد فقط.

# Third Quartile "رالأعلى) رم الربيع الثالث (الأعلى) رم الربيع الثالث (الأعلى) .٣

هو القيمة التى يقع أقل منها أو دونها ثلاثة أرباع القيم المختلفة للمتغير وبالتالى يقع أكثر منها الربع الآخر لقيم المتغير وذلك من ناحية العدد فقط.

ويتم حساب الربيع الأول والربيع الثالث بنفس طريقة حساب الوسيط الواردة في الباب الثاني من هذا الكتاب مع اختلاف ترتيب كل ربيع.

## خطوات الحساب:

- ١. ترتيب القراءات أو القيم ترتيباً تصاعدياً أو ترتيباً تنازلياً.
  - ٢. نحدد ترتيب الربيعين كما يلي:

$$-$$
 ترتیب الربیع الأدنی =  $\frac{0}{2}$ 

$$-$$
 ترتیب الربیع الأعلی =  $\frac{\pi}{2}$ 

٣. نحدد قيمة الربيعين ر١، و٣ بالعد حسب الترتيبين السابقين.

$$\frac{c_{\eta} - c_{\eta}}{c_{\eta}}$$
 : iصف المدى الربيعى =  $\frac{c_{\eta} - c_{\eta}}{c_{\eta}}$ 

#### مثال:

استخرج نصف المدى الربيعي للقيم التالية:

٤٠ . ١٠ . ٣٥ . ٣٠ . ٢٨ . ٢٢ . ١٨ . ٢٥ . ١٤ . ٢٠

## الحل:

- ١. ترتيب القراءات تصاعدياً
- ٤٠, ٣٥, ٣٠, ٢٨, ٢٥, ٢٢, ٢٠, ١٨, ١٤, ١٠

۲. ترتیب الربیع الأدنی = 
$$\frac{0}{2} = \frac{0}{2} = 0.7$$

أى أن قيمة الربيع الأدنى تقع بين القراءتين الثانية والثالثة 
$$\frac{11+15}{7}$$
 .. ر $\frac{11+15}{7}$  الوسط الحسابى للقراءتين

7. ترتیب الربیع الأعلی = 
$$\frac{\pi i}{3} = \frac{\pi \times 1}{3} = 0,$$

أی أن قیمة الربیع الأعلی تقع بین القراءتین السابعة و الثامنة  $\pi = \frac{\pi \times 1}{3} = \frac{\pi \times 1}{3}$ 

$$7.0 = \frac{17-79}{7} = \frac{17-79}$$

# ثانياً: البيانات المبوية:

# (۱) نصف المدى الربيعي بالحساب:

## الخطوات:

- نكون جدول التوزيع التكراري المتجمع الصاعد أو الهابط
  - نحدد ترتیب الربیعین:

$$\frac{\alpha + 2}{\alpha} = \frac{\alpha + 2}{\alpha}$$
ترتيب الربيع الأدنى

$$\frac{7}{1}$$
 ترتیب الربیع الأعلی =  $\frac{7}{1}$ 

• نحدد التكراران المتجمعان اللذان يُحصر بينهما ترتيب الربيعين ، ثم نحدد فئتى الربيعين المقابلة ونوجد قيمة الربيعين داخل الفئتين بالنسبة

والتناسب (على أساس الاستكمال الرياضي الخطى) الذي يفترض أن التكرارات موزعة بإنتظام داخل الفئة ولذلك يمكن استخدام القوانين التالبة:

# حالة الجدول التكراري المتجمع الصاعد:

ر ، = الحد الأدنى لفئة الربيع الأدنى + طول فئة الربيع الأدنى  $\times$  ترتيب الربيع الأدنى – تكرار الحد الأدنى  $\times$  تكرار الحد الأدنى  $\times$  تكرار الحد الأعلى – تكرار الحد الأدنى

ر $_{7}$  = الحد الأدنى الفئة الربيع الأعلى + طول فئة الربيع الأعلى  $\times$  ترتيب الربيع الأعلى – تكرار الحد الأدنى تكرار الحد الأعلى – تكرار الحد الأدنى

## حالة الجدول التكراري المتجمع الهابط:

ر " = الحد الأعلى لفئة الربيع الأعلى + طول فئة الربيع الأعلى × 

تكرار الحد الأدنى - ترتيب الربيع الأدنى 
تكرار الحد الأدنى - تكرار الحد الأعلى

## ملاحظة هامة:

فى الجدول التكرارى المتجمع الهابط نجد أن ترتيب الربيع الأدنى يعطى قيمة الربيع الأعلى يعطى قيمة الربيع الأدنى.

## (٢) نصف المدى الربيعي بالرسم:

## الخطوات:

- نكون جدول التوزيع التكراري المتجمع الصاعد أو الهابط
  - نرسم المنحنى التكراري المتجمع الصاعد أو الهابط
    - نحدد ترتیب الربیعین:

$$\frac{-2}{1}$$
 ترتیب الربیع الأدنی =  $\frac{-2}{1}$ 

$$\frac{7}{1}$$
 ترتیب الربیع الأعلی =  $\frac{7}{1}$ 

• نحدد ترتیب الربیعین السابقین علی المحور الرأسی (التکرارات المتجمعة) ونرسم منهما خطان موازیان للمحور الأفقی فیتقاطعا مع المنحنی التکراری المتجمع فی نقطتین نسقط منهما عمودان علی المحور الأفقی فیتحدد قیمة الربیعین.

## مثال:

استخرج نصف المدى الربيعي بالحساب وبالرسم للتوزيع التالي:

111	-9.	<b>-</b> ∧•	-Y•	-7.	فئات الوزن بالكيلو
١.	۲.	10	40	۲.	عدد الطلبة

# الحل:

# (۱) نصف المدى الربيعي بالحساب:

ن ر۳ = ۹۲٫٥ کیلو

# أ - عن طريق الجدول المتجمع الصاعد:

تكرارات متجمعة صاعدة	فئات متجمعة صاعدة	التكرارات	الفئات
صفر	أقل من ٦٠	۲.	-7.
۲.	أقل من ٧٠	40	-Y•
۲٥ —	ر, ←		
00	أقل من ٨٠	10	<b>-</b> 人 •
٧.	أقل من ۹۰	۲.	-9.
٧٥	رr <b>ح</b>		
٩.	أقل من ١٠٠	١.	111
1	۱۱۰ فأقل	١	_
	$70 = \frac{1 \cdot \cdot}{\xi} = \frac{4 \cdot \cdot}{\xi} = \frac{7 \cdot -76}{7 \cdot -06}$	- × \ , +	
		۷۱,٤٣ كيلو	∴ ر، =
Y0 =	$\frac{1 \cdot \cdot \times \pi}{\xi} = \frac{2 \cdot \times \pi}{\xi} = \frac{\pi}{\xi}$	بيع الأعلى :	ترتيب الر
	$\frac{\vee \cdot - \vee \circ}{\vee \cdot - \circ}$	- × 1 • +	ر = ۰۶

$$\frac{c_{\eta} - c_{\eta}}{7}$$
نصف المدى الربيعى =  $\frac{70,000}{7}$ 
 $= \frac{70,0000}{7}$ 
 $= \frac{70,0000}{7}$ 

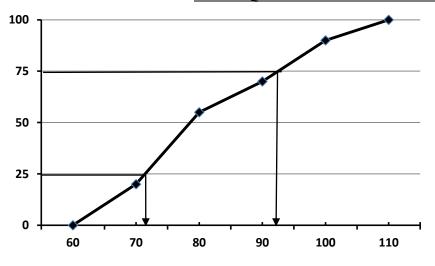
# ب- عن طريق الجدول المتجمع الهابط:

تكرارات متجمعة هابطة	فئات متجمعة هابطة	التكرارات	الفئات
١	٦٠ فأكثر	۲.	-7.
۸۰	۷۰ فأكثر	40	-Y•
٧٥	· · · · ·		
٤٥	۸۰ فأكثر	10	一人•
٣.	۹۰ فأكثر	۲.	-9.
۲٥	<b>ر</b> ۳ <b>←</b>		
١.	۱۰۰ فأكثر	١.	111
صفر	أكثر من ١١٠	١	_
	$\Upsilon o = \frac{1 \cdot \cdot}{\xi} = \frac{3 - 1}{\xi} = \frac{1}{\xi}$	بيع الأدنى =	ترتيب الر
	70-7	· × 1 • +	ر۳ = ۹۰
		۹۲٫۵ کیلو	∴ رہ =
٧o =	$\frac{7 \cdot \cdot \times 7}{\xi} = \frac{2 \cdot \cdot \times 7}{\xi} = \frac{7 \times \cdot \cdot \times 7}{\xi}$	بيع الأعلى =	ترتيب الرو
	Yo-A.	- × \ +	ر, = ۲۰

$$\frac{c_{\eta} - c_{\eta}}{\gamma}$$
نصف المدى الربيعى  $= \frac{c_{\eta} - c_{\eta}}{\gamma}$ 
 $= \frac{c_{\eta} - c_{\eta}}{\gamma}$ 
 $= \frac{c_{\eta} - c_{\eta}}{\gamma}$ 

# (١) نصف المدى الربيعي بالرسم:

# أ - عن طريق الجدول المتجمع الصاعد:

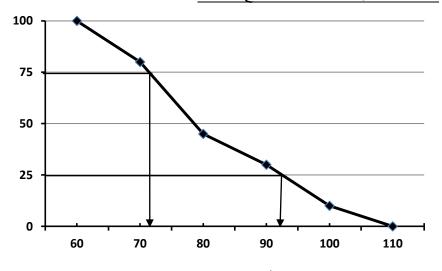


$$70 = \frac{1 \cdot 1}{2} = \frac{0 - 1}{2}$$
 ترتیب الربیع الأدنی =  $\frac{0}{2}$ 

$$\frac{c_{\eta} - c_{\eta}}{1}$$
 نصف المدى الربيعى =

$$=\frac{V1,\xi \pi-97,0}{\gamma}=$$
 کیلو

# ب - عن طريق الجدول المتجمع الهابط:



نصف المدى الربيعى = 
$$\frac{(7-7)^{-1}}{7} = \frac{(7-97)^{-1}}{7} = \frac{(7-97)^{-1}}{7}$$
 عيلو

# الفصل الرابع معامل الاختلاف والالتواء والعزوم والتفرطح

# أولاً: معامل الاختلاف: Coefficient of Variation

هو مقياس التشتت النسبى حيث يلغى معامل الاختلاف تأثير وحدات القياس ويحول مقياس التشتت المطلق إلى مقياس تشتت نسبى وبالتالى يصلح هذا المقياس المقارنة بين تشتت التوزيعات المختلفة خاصة التوزيعات المختلفة فى وحدات القياس والمختلفة فى قيمة الوسط الحسابى.

ويمكن في هذا الصدد أن نحسب نوعين لمعامل الاختلاف يتوقف كل نوع على مقياس التشتت المستخدم وهما:

# (١) معامل الاختلاف المعيارى:

هو الأكثر استخداما وينتج من قسمة الانحراف المعيارى على الوسط الحسابى للتوزيع ويضرب الناتج فى ١٠٠ لتحويله إلى معامل مئوى ويستخدم عند المقارنة بين تشتت التوزيعات المختلفة ، ويتم حسابه كما يلى:

$$\dot{y} = \frac{\xi}{\omega} = \frac{\xi}{\omega}$$

## (٢) معامل الاختلاف الربيعي:

يصلح للتطبيق في حالة الجداول التكرارية المفتوحة كما يصلح إذا كان المطلوب إيجاد معامل الاختلاف بالرسم ففي هذه الحالات لا نستطيع حساب الوسط الحسابي والانحراف المعياري.

وينتج معامل الاختلاف الربيعي من قسمة نصف المدى الربيعي على الوسط الحسابي للربيعين الذي غالباً ما ينتج الوسيط خاصة في التوزيعات المتماثلة أو القريبة جداً من التماثل ، ثم يضرب الناتج في ١٠٠ لتحويله إلى معدل مئوى كما يلي:

معامل الاختلاف الربيعي = نصف المدى الربيعي الربيعين × ١٠٠٠

$$\dot{S}_{c} = \left(\frac{c_{+} - c_{+}}{r} \div \frac{c_{+} + c_{+}}{r}\right) \times \dots \times \left(\frac{c_{+} + c_{+}}{r}\right)$$

$$\dot{\varsigma}_{c} = \frac{c_{\pi} - c_{\eta}}{c_{\pi} + c_{\eta}} \times \cdots$$

## مثال (١):

احسب معامل الاختلاف المعیاری لتوزیع تکراری حیث انحرافه المعیاری ع= 8.7.7 و وسطه الحسابی  $\overline{m} = 1.77.7$ 

#### الحل:

$$\dot{z}_3 = \frac{3}{m} \times \dots \times \frac{3}{m}$$

$$1... \times \frac{\text{m.,A9}}{17\text{M.m}} =$$

 $\therefore \dot{\sigma}_3 = 1 \lambda, 0$  یشتت صغیر أو منخفض ...

## ملاحظة:

كلما اقترب معامل الاختلاف من الصفر كلما كان التشتت صغيراً وكلما اقترب من ٥٠٪ كلما اقترب من ٥٠٪ كلما كان التشتت عال جداً وكلما اقترب من ٥٠٪ كلما كان التشتت متوسطاً أو معتدلاً.

## مثال (۲):

احسب معامل الاختلاف المعيارى لتوزيع تكرارى حيث قيمة الربيع الأدنى ر= 77.0 وقيمة الربيع الأعلى ر= 97.0

## الحل:

$$\dot{\sigma}_{c} = \frac{c_{\pi} - c_{\gamma}}{c_{\pi} + c_{\gamma}} \times \cdots$$

$$1 \cdot \cdot \times \frac{\forall 1, \xi \tau - 97, \circ}{\forall 1, \xi \tau + 97, \circ} =$$

$$1.. \times \frac{11..}{177.97} =$$

## مثال (۳):

قارن بين تشتت الأجر في المصنعين التاليين:

الانحراف المعيارى	متوسط الأجور	المقاييس المقاييس
00	9.	عمال مصنع (أ)
YA	10.	عمال مصنع (ب)

## الحل:

$$1 \cdot \cdot \times \frac{\gamma}{\sqrt{2}} = \frac{5}{\sqrt{2}}$$

$$1 \cdot \cdot \times \frac{50}{9} = \frac{5}{2}$$

$$1 \cdot \cdot \times \frac{50}{9} = \frac{5}{2}$$

$$1 \cdot \cdot \times \frac{7}{2} = \frac{5}{2}$$

الأجور أكثر تشتتاً في المصنع (أ) عنها في المصنع (ب) بالرغم من أن الإنحراف المعيارى في المصنع (أ) أقل منه في المصنع (ب) ، إذن لا نستطيع الحكم على التشتت بإستخدام الإنحراف المعيارى بمفرده لأنه مقباس مطلق.

# ثانياً: معامل الإلتواء: Measures of Skewness

مقاييس الإلتواء تحدد شكل المنحنى فى التوزيعات التكرارية المختلفة ، فقد يتساوى متوسطان لتوزيعين كما يتساوى مقياسان للتشتت لتوزيعين آخريين ولكن يختلف شكل المنحنى فى كلا التوزيعين ، ويمكن دون الحاجة للرسم البيانى قياس الإلتواء للحكم على المنحنى سواء كان متماثلاً أو ملتوياً.

باستخدام العلاقة السابقة الواردة في الباب الثاني من هذا الكتاب بين المتوسطات الثلاث: الوسط الحسابي والوسيط والمنوال وهي:

$$(\overline{w} - \alpha) = \pi (\overline{w} - \zeta_{\gamma})$$

ويعتبر كل طرف من طرفي المعادلة السابقة على حدة مقياساً للإلتواء.

.. مقاييس الإلتواء هي:

مقياس الإلتواء الثاني = 
$$\pi$$
 ( $\overline{w}$  – ر  $\tau$ )

ويلاحظ على هذه المقاييس ما يلى:

- 1. تعتبر مقاييس مطلقة تأخذ نفس وحدة قياس المتغير الأصلى و لا تصلح للمقارنة بين إلتواء التوزيعات المختلفة.
  - ٢. إذا كان مقياس الإلتواء = صفر كان منحنى التوزيع متماثلاً.
- ٣. إذا كان مقياس الإلتواء = كمية موجبة كان منحنى التوزيع ملتوى
   يميناً أو له ذيل جهة اليمين.
- ٤. إذا كان مقياس الإلتواء = كمية سالبة كان منحنى التوزيع ملتوى
   يساراً أو له ذيل جهة اليسار.

 كلما زاد مقياس الإلتواء الموجب أو السالب كلما كان المنحنى أكثر التواءاً والعكس صحيح.

## معاملات الإلتواء:

## (۱) معامل التواء بيرسون المعياري (Pearson)

يمكن تحويل مقاييس الإلتواء المطلقة السابقة إلى معاملات إلتواء وذلك للتخلص من تأثير وحدات القياس ، وتستخدم هذه المعاملات في المقارنة بين إلتواء التوزيعات المختلفة ، ويحسب معامل الإلتواء المعياري بقسمة مقياس الإلتواء السابق على الإنحراف المعياري.

فإذا رمزنا لمعامل الإلتواء بالرمز (ت) فإن:

$$\ddot{\upsilon}_{3} = \frac{\overline{w} - \gamma}{3}$$

$$\ddot{\upsilon}_{3} = \frac{\sqrt{w} - \zeta_{\gamma}}{3}$$

$$\ddot{\upsilon}_{3} = \frac{\pi}{3}$$

وتتراوح قيمة معاملات الإلتواء دائماً بين القراءتين -٣ ، +٣

وغالباً ما يكون هناك فروق بسيطة بين المعاملين السابقين لأن العلاقة بين المتوسطات الثلاث كما سبق أن ذكرنا علاقة تقريبية ولكن النتائج النهائية دائماً ما تكون في نفس الاتجاه. ويلاحظ أن معاملات الإلتواء السابقة لا يمكن حسابها من الجداول المفتوحة لأنها تعتمد على الوسط الحسابي والإنحراف المعياري ، كما لا يمكن حسابها بالرسم.

## (٢) معامل إلتواء بولى الربيعي (Bowley)

هذا المعامل يعتمد في حسابه على الربيعين والوسيط ولذلك يمكن حسابه بالرسم بالإضافة للحساب ، كما يصلح للجداول التكرارية المفتوحة ، ويحسب مقياس الإلتواء بالعلاقة التالية:

مقیاس الإلتواء = 
$$(ر_{7} - (_{7}))$$
 –  $(_{7} - (_{7})$ 

وإذا نسبنا مقياس الإلتواء السابق لمقياس التشتت المناظر وهو نصف

المدى الربيعى  $\frac{c_{\eta}-c_{\eta}}{\gamma}$  لحصانا على معامل الإلتواء المطلوب ولكن فضل الإحصائيون نسبة مقياس الإلتواء السابق لضعف نصف المدى الربيعى أي للقيمة  $(c_{\eta}-c_{\eta})$  بحيث يصبح معامل الإلتواء كما يلى:

$$\mathbf{r}_{c} = \frac{\left(\mathbf{r}_{x} - \mathbf{r}_{y}\right) - \left(\mathbf{r}_{y} - \mathbf{r}_{r}\right)}{\left(\mathbf{r}_{x} - \mathbf{r}_{r}\right)}$$

وهذا المقياس قيمته تتحصر دائما بين -١ ، +١

ونفس النتائج السابقة التي توصلنا إليها وهي:

- القوريع متماثلاً أي أن الوسيط الإلتواء = صفر كان التوزيع متماثلاً أي أن الوسيط يقع في منتصف المسافة بين الربيعين الأدنى والأعلى
  - ٢. إذا كان معامل الإلتواء = كمية موجبة كان الإلتواء جهة اليمين.
  - ٣. إذا كان معامل الإلتواء = كمية سالبة كان الإلتواء جهة اليسار.

# مثال (١):

في أحد التوزيعات التكرارية تم حساب المقاييس التالية:

$$\overline{w} = .7$$
,  $c_7 = .7$ ,  $a_7 = .7$ 

$$\ddot{\overline{u}} = \frac{\overline{u} - a}{2}$$

$$\frac{\Delta U \ \tilde{l} \pm c:}{r}$$

$$U_{3} = \frac{r}{r}$$

$$U_{4} = \frac{r}{r}$$

$$U_{7} = \frac{r}{r}$$

# مثال (۲):

في أحد التوزيعات التكرارية تم حساب المقاييس التالية:

$$C_{\ell} = *7$$
,  $C_{\tau} = *7$ ,  $C_{\tau} = 47$ 

حدد شكل المنحنى عن طريق حساب معامل إلتواء بولى الربيعي الحل:

= - ١١١، إلتواء سالب يساراً

## مثال (۳):

قارن بين التواء التوزيعين التاليين:

٤	۲)	٩	<u></u>	المقياس التوزيع
10	٤٠	٥ ،	٣٥	التوزيع الأول
١.	٥٣	٣٩	٦٠	التوزيع الثانى

$$\frac{\overline{l - d}}{\overline{c}} = \frac{\overline{w} - \alpha}{3}$$

$$= \frac{8}{10}$$

$$= \frac{8}{10}$$

$$= \frac{1}{10}$$

يتضح أن التوزيع الأول أكثر التواءاً من التوزيع الثاني واختلاف اتجاه ذيل المنحنى في التوزيعين.

# ثالثاً: العزوم: Moments

يمكن عن طريق العزوم معرفة أهم الخصائص المميزة للتوزيع التكرارى حيث تستخدم نتائج العزوم في حساب عدة مقاييس هامة للنزعة المركزية والتشتت ، كما تستخدم العزوم في قياس الإلتواء والتفرطح ، ولا يمكن حساب العزوم في حالة التوزيعات التكرارية المفتوحة.

ويتم حساب العزوم بطريقتين مختلفتين:

## (۱) العزوم حول الصفر The Moments About Zero

العزوم حول الصفر عبارة عن متوسط الإنحرافات بين القيم المختلفة للمتغير س والصفر ومربعات ومكعبات والأس الرابع لمتوسط هذه الإنحرافات ولكل منهما دلالته الإحصائية المختلفة.

وتتأثر العزوم حول الصفر بالعمليات الحسابية الأربع (الجمع والطرح والضرب والقسمة) فإذا استخدمت للتبسيط تعالج في الناتج النهائي ، وإذا رمزنا للعزوم بالرمز (مر) حيث ر تأخذ إحدى القيم ١ أو ٢ أو ٣ أو ٤ فإن:

# (أ) البيانات غير المبوبة:

العزم الأول حول الصفر:

$$\frac{1}{\frac{1}{\sqrt{1-\frac{1}{2}}}} = \frac{1}{\sqrt{1-\frac{1}{2}}}$$

$$=\frac{\alpha + -w}{v}$$
 ويعادل العزم في هذه الحالة الوسط الحسابي  $\overline{w}$ 

·. مــر = <del>س</del>

العزم الثاني حول الصفر:

$$\frac{\overset{\mathsf{Y}}{\left(\mathsf{V}-\mathsf{W}\right)}\overset{\mathsf{A}}{\longrightarrow}}{\overset{\mathsf{Y}}{\smile}} = \frac{\mathsf{Y}}{\mathsf{W}}$$

ويستخدم العزم الثانى فى حساب التباين والإنحراف المعيارى ومعامل الإختلاف المعيارى كما يلى:

العزم الثالث حول الصفر:

$$\frac{r\left(\cdot - \omega\right)}{\dot{\omega}} = \frac{r}{\dot{\omega}}$$

ويستخدم في حساب الإلتواء

■ العزم الرابع حول الصفر:

$$\frac{\sum_{i=1}^{3} (w_{i} - w_{i})^{\frac{3}{2}}}{y_{i}} = \frac{1}{y_{i}}$$

ويستخدم في حساب التفرطح

# (ب) البيانات المبوبة:

العزوم حول الصفر عبارة عن متوسط إنحرافات القيم المختلفة للمتغير س عن الصفر ومتوسط مربعاتها ومكعباتها والأس الرابع لها ، كل منهم مرجحاً بالتكرارات.

العزم الأول حول الصفر:

$$\frac{1}{1} = \frac{1}{1} = \frac{1}{1}$$
 $\frac{1}{1} = \frac{1}{1}$ 
 $\frac{1}{1} = \frac{1}{1}$ 
 $\frac{1}{1} = \frac{1}{1}$ 
 $\frac{1}{1} = \frac{1}{1}$ 

# العزم الثاني حول الصفر:

$$\frac{A}{A} = \frac{A}{A}$$
مر،  $\frac{A}{A} = \frac{A}{A}$ 
ويستخدم في حساب التباين و الإنحر اف المعياري محامل الإختلاف المعياري

# العزم الثالث حول الصفر:

# العزم الرابع حول الصفر:

# مثال (١):

احسب العزوم الأربعة الأولى حول الصفر للقيم التالية:

#### ٤ ، ٣ ، ٢ ، ١

#### الحل:

$$\frac{\frac{\alpha-\omega}{\alpha}}{\dot{0}} = \frac{\alpha}{1-\alpha}$$

$$Y, o = \frac{\xi + T + Y + Y}{\xi} = \frac{1}{\xi}$$

$$V, o = \frac{\overset{r}{\circ} - \overset{r}{\circ}}{\overset{\dot{\circ}}{\circ}} = \overset{r}{\circ}$$

$$V, o = \frac{\overset{r}{\circ} + \overset{r}{r} + \overset{r}{r} + \overset{r}{r}}{\overset{\dot{\circ}}{\circ}} = \overset{r}{\circ}$$

$$\overset{\dot{\circ}}{\circ} = \overset{r}{\circ} - \overset{\dot{\circ}}{\circ}$$

$$\overset{\dot{\circ}}{\circ} = \overset{\dot{\circ}}{\circ} - \overset{\dot{\circ}}{\circ} - \overset{\dot{\circ}}{\circ}$$

$$\overset{\dot{\circ}}{\circ} = \overset{\dot{\circ}}{\circ} - \overset{\dot{\circ}{\circ}}{\circ} - \overset{\dot{\circ}}{\circ} - \overset{\dot{\circ}{\circ}}{\circ} - \overset{\dot{\circ}}{\circ} - \overset{\dot{\circ}}{\circ} - \overset{\dot{\circ}}{\circ} - \overset{\dot{\circ}}{\circ} - \overset{\dot{\circ}{\circ} - \overset{\dot{\circ}}{\circ} - \overset{\dot{\circ}{\circ}}{\circ} - \overset$$

# مثال (٢):

احسب العزوم الأربعة الأولى حول الصفر للتوزيع التكراري التالى:

#### الحل:

ك س ٤	ك س ځ	ك س خ	ك س	س	نی	ف
١٦٢	٥٤	١٨	7	٣	۲	-۲
70	•	١	۲.	٥	٤	- ٤
٧٢.٣	1.79	١٤٧	71	٧	٣	-٦
1071	<b>٧</b> ٢٩	٨١	٩	٩	1	١٨
17577	7777	<b>727</b>	٥٦		١.	
مجے کی س	مجـ ك س	مجے ك س	مجـ ك س		مجـ ك	

## (٢) العزوم حول الوسط الحسابي The Moments About Mean

# (أ) البيانات غير المبوبة:

العزوم حول الوسط الحسابي عبارة عن متوسط إنحرافات القيم عن الوسط الحسابي ومتوسط إنحرافات مربعاتها ومكعباتها والأس الرابع لها.

■ العزم الأول حول الوسط الحسابي:

$$\frac{n}{n} = \frac{n}{n} = \frac{n}{n}$$
 = صفر دائماً

لأن مجموع الإنحرافات أو الفروق حول الوسط لحسابي يساوى صفر

العزم الثاني حول الوسط الحسابي:

$$\frac{\sqrt{(\omega - \omega)}}{\omega} = \frac{1}{\omega}$$

وهو التباين ويمكن منه حساب الإنحراف المعياري

$$\exists q$$
 =  $q$  ...  $q$  =  $q$  ...

■ العزم الثالث حول الوسط الحسابي:

$$\frac{\sqrt{m-m}}{m}$$
 ويستخدم في حساب الإلتواء

العزم الرابع حول الوسط الحسابى:

# (ب) البيانات المبوبة:

العزوم حول الوسط الحسابى عبارة عن متوسط إنحرافات القيم عن الوسط الحسابى ومتوسط إنحرافات مربعاتها ومكعباتها والأس الرابع لها كل مرجحاً بالتكرارات.

# العزم الأول حول الوسط الحسابي:

■ العزم الثاني حول الوسط الحسابي:

$$\frac{\sqrt[4]{w} - \overline{w}}{\sqrt{w}} = \frac{\sqrt[4]{w} - \overline{w}}{\sqrt{w}}$$
 و هو التباین ع

■ العزم الثالث حول الوسط الحسابي:

$$\frac{\sqrt[n]{w} - \overline{w}}{\sqrt{w}} = \frac{\sqrt[n]{w}}{\sqrt{w}}$$
مبنه الإلتواء

العزم الرابع حول الوسط الحسابي:

$$\frac{(w-w)^{\frac{2}{3}}}{a-\frac{2}{3}} = \frac{(w-w)^{\frac{2}{3}}}{a-\frac{2}{3}}$$
ويحسب منه التفرطح

ولا تتأثر العزوم حول الوسط الحسابي بالجمع والطرح ، فإذا استخدمت في التبسيط لا يتم معالجتها في النتيجة النهائية ولكنها تتأثر بعمليات الضرب والقسمة وبالتالي إذا استخدمت عمليات الضرب أو القسمة في التبسيط لابد أن تعالج في النتيجة النهائية.

# مثال (١):

احسب العزوم المختلفة للقيم التالية حول وسطها الحسابى:

7,0,2,4

## الحل:

$$\xi, o = \frac{7+o+\xi+\pi}{\xi} = \overline{\omega}$$

(س – س)	(س – س)	(س – س)	(س – <del>ق</del>	س
0,.770	<b>7,7</b> 70-	7,70	1,0-	٣
٠,٠٦٢٥	.,170-	٠,٢٥	•,0-	٤
٠,٠٦٢٥	.,170+	٠,٢٥	٠,٥+	0
0,.770	7,770+	7,70	1,0+	٦
1.,70	صفر	٥	صفر	
مج_ (س – س) ً	مجــ (س – س) ۳	مج (س – س) ۲	مجــ (س – س)	

مــ∟ = صفر

$$1,70 = \frac{0}{\xi} = \frac{\sqrt[7]{(\omega - \omega)}}{0} = \chi_{\infty}$$

مــــ = صفر

$$7,07 = \frac{1.,70}{\xi} = \frac{\xi(\overline{\omega} - \omega)}{\psi} = \xi - \frac{1}{\xi}$$

## مثال (۲):

احسب العزوم المختلفة حول الوسط الحسابي للتوزيع التكراري التالي:

#### الحل:

ك(س- <del>س</del> ) ك	ك(س- س <u>)</u> ك	*(س-س)ك	ك(س- س <u>)</u>	(س – <del>س</del> )	ك س	س	ك	ف
۲۰۸,٥١٣٦	٥٤,٨٧٢-	1 £ , £ £	٣,٨-	٣,٨-	0	0	١	- ٤
70,9907	11,775-	٦,٤٨	۳,٦-	١,٨-	١٤	٧	۲	<b>−</b> ₹
٠,٠٠٦٤	٠,٠٣٢	٠,١٦	٠,٨	٠,٢	٣٦	٩	٤	-٨
٧٠,٢٧٦٨	٣١,٩٤٤	1 £,07	٦,٦	۲,۲	٣٣	11	٣	17-1.
799,797	07,07-	٣٥,٦	صفر		٨٨		١.	

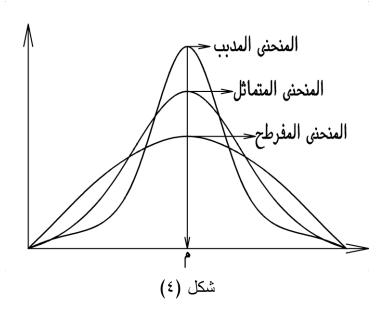
مجك س مجك مجك مجك مجك مج
$$^{\xi}$$
  $(w-\overline{w})$   $(w-\overline{w})$ 

$$\Lambda, \Lambda = \frac{\Lambda\Lambda}{1} = \frac{\omega}{\omega} = \frac{\omega}{\omega}$$
 ...

مـــ، = صفر

## رابعاً: التفرطح: Curtosis

مقاييس التفرطح عبارة عن مقاييس تصف أو تتعرف على قمة المنحنى في التوزيعات التكرارية ذات القمة الواحدة ، وعادةً تتم مقارنة أي منحنى بالمنحنى المتماثل أو الطبيعي أو المعتدل حيث يطلق على المنحنى المتماثل إصطلاح منحنى متوسط أو معتدل التفرطح ، أما المنحنى الذي يضيق حول الوسط الحسابي للتوزيع وترتفع قمته عن قمة المنحنى المتماثل يسمى منحنى مدبباً Leptokurtic ، والمنحنى الذي يتسع حول الوسط الحسابي وتتخفض قمته عن قمة المنحنى المتماثل يسمى منحنى مفرطحاً على المتماثل الثلاثة السابقة على الرسم البياني التالى:



وإذا رمزنا لمعامل التفرطح بالرمز (ح) حيث يعتمد معامل التفرطح في حسابه على العزم الرابع حول الوسط الحسابي مع العزم الثاني حول الوسط الحسابي ويتم حساب معامل التفرطح من العلاقة التالية:

$$\frac{\gamma}{\gamma} = \frac{\gamma}{\gamma}$$

ثم يقارن ناتج المعامل السابق بالرقم الصحيح ٣ مع مراعاة الآتي:

۱. إذا كان معامل التفرطح = 7 كان التوزيع متماثلاً ومعتدل التفرطح

إذا كان معامل التفرطح ح > ٣ كان التوزيع مدبباً

٣. إذا كان معامل التفرطح ح < ٣ كان التوزيع مفرطحاً

## مثال:

احسب معامل التفرطح في المثال السابق حيث كانت النتائج كما يلي:

$$79,9797 = 70,77 = 79$$

واستخدم الناتج في الحكم على شكل المنحنى

#### الحل:

$$\frac{\gamma^{2}}{\gamma} = \sum_{\gamma}$$

$$T > T, TO = \frac{T9,9797}{17,7777} = \frac{T9,9797}{7,07} =$$

ن. منحنى التوزيع السابق يعتبر منحنى مفرطحاً

#### تمارين على الباب الثالث

1. قارن بين خصائص مقاييس التشتت التالية:

الإنحراف المتوسط – الإنحراف المعيارى – المدى – نصف المدى الربيعي

 إذا كان لدينا درجات نجاح عدد ١٠ طلبة من طلاب كلية التجارة جامعة القاهرة في مادة الإحصاء هي:

00, 17, 17, 10, 17, 18, 17, 11, 11, 01

المطلوب:

أ - حساب الإنحراف المتوسط

ب- حساب التباين والإنحراف المعياري

ج - حساب المدى ونصف المدى الربيعي

٣. إذا كان لدينا درجات عدد ١٠ طلبة من طلاب كلية التجارة جامعة القاهرة في مادتي الإحصاء والتأمين هي:

١.	٩	~	>	۲	0	٤	٢	٢	•	
١٧	١٤	١.	۲	7	11	٨	١٤	١٨	١٢	الإحصاء
١٣	11	0	١.	١٤	١٣	١.	١٧	10	۱۳	التأمين

## المطلوب:

أ – قارن بين تشتت درجات المادتين باستخدام كل من معامل الاختلاف الربيعي.

ب- قارن بين إلتواء التوزيعين السابقين.

- ٤. فئات الدخل أقل من ٥٠ ٥٠ -١٠٠ -١٠٠ -٢٥٠ فأكثر
   عدد العاملين ١٥ ٢٥ ٣٠ ١٠ ٥ المطلوب:
  - أ حساب مقياس تشتت مطلق ونسبى مناسب للتوزيع السابق. ب- قياس مدى التواء توزيع الدخل السابق.
- ٥. فئات الوزن ٥٠- ٦٠ -٧٠ -٩٠ -١٠ -١٠١٠
   عدد الطلبة ٢٠ ٤٥ ٢٠ ٣٠ ١٧ ٣
   المطلوب:
- أ حساب التباين والإنحراف المعيارى ومعامل الإختلاف المعيارى.
  - ب- قياس مدى إلتواء توزيع المنحنى السابق.
- - أ قارن بين تشتت الأجر في المصنعين.
    - ب- قارن بين إلتواء التوزيعين.
  - ۷. فئات ۱۰ ۱۱- ۱۲ ۲۲- ۲۲- ۳۰-۳
     تکرارت ٤ ۲ ٥ ٣ ٢

#### المطلوب:

- أ احسب العزوم الأربعة الأولى حول الوسط الحسابي.
- ب- احسب معامل الإختلاف المعياري بإستخدام العزوم السابقة.
  - ج قياس مدى تفرطح المنحنى السابق.
  - ۸. الفئات ۳۰ ۳۸ ۶۱ ۵۵ ۲۲ ۷۰ التکرارت ۲۰ ۲۰ ۱۰ المطلوب:

ارسم المنحنى المتجمع الهابط واستنتج منه معامل الاختلاف الربيعى ومعامل بولى للإلتواء الربيعي

- ٩. الفئات ١٠٠ ١٢٠ ١٤٠ ١٠٠ ٢٠٠ ٢٠٠ ٢٠٠ ٢٤٠ ٢٠٠ التكرارات ١٠ ١٥ ٢٠ ٣٥ ٢٠ ١٠ ٥ المطلوب:
  - أ حساب الإنحراف المتوسط
  - ب- حساب العزوم الأربعة حول الصفر
- ج قياس مدى تفرطح المنحنى باستخدام العزوم حول الوسط الحسابي
  - د قياس التشتت المطلق والنسبي بالحساب
    - ه حساب التواء بير سون

# الباب الرابع الإرتباط والإنحدار Correlation and Regression

الفصل الأول: الإرتباط الخطى البسيط

الفصل الثاني: الإنحدار الخطى البسيط

#### مقدمة:

ننتقل من دراسة ظاهرة واحدة أو متغير واحد إلى دراسة ظاهرتين أو متغيرين لتحديد العلاقة أو الإرتباط بينهما وإذا كان هناك علاقة أو ارتباط فما نوعها أوإتجاهها وشدتها ويتم ذلك من خلال دراسة موضوع الإرتباط وإذا كان أحد المتغيرين يؤثر في المتغير الآخر أو بينهما عامل مشترك يتأثران به معاً ويتم تحديد هذه العلاقة السببية أو الموضوعية بين المتغيرين من خلال دراسة موضوع الإنحدار واستخدام العلاقات الإنحدارية بين المتغيرين في التنبؤ مستقبلاً بقيمة أحد المتغيرين بدلالة أي قيمة معطاه للمتغير الآخر.

وستركز دراستنا في هذا الباب على العلاقة الخطية أو المستقيمة بين المتغيرين (س ، ص) من خلال الفصول التالية:

الفصل الأول: الإرتباط الخطى البسيط

الفصل الثاني: الإنحدار الخطى البسيط

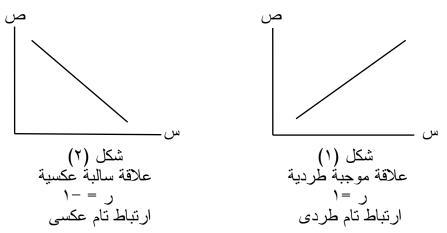
۲	٠	٠

# الفصل الأول الارتباط الخطى البسيط Simple Linear Correlation

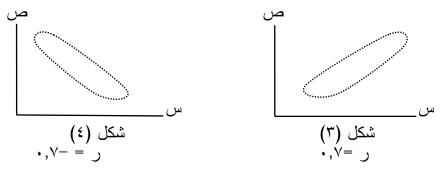
#### مقدمة:

عند قياس العلاقة أو الإرتباط بين متغيرين مثل العلاقة بين الدخل والإستهلاك فمنطقى أنه كلما زاد الدخل زاد الإستهلاك والعكس صحيح أي أن العلاقة بين الدخل والإستهلاك هي علاقة طردية (في إتجاه واحد) كما إن العلاقة بين الإستهلاك والإدخار حتماً ستكون علاقة عكسية (في إتجاهين مختلفين) ، وقد لا يكون هناك أي علاقة أو إرتباط بين المتغيرين مثل العلاقة بين طول شخص ودرجاته في إمتحان معين ولذلك يكون الإرتباط في هذه الحالة منعدم ، وقياس الإرتباط بين متغيرين لا يحدد العلاقة السببية بينهما بمعنى تحديد أي المتغيرين متغير مستقل وأيهما متغير تابع ولكن تحدد العلاقة السببية بينهما عن طريق المعادلات الإنحدارية.

ويمكن تحديد بعض الأشكال الإنتشارية للمتغيرين س ، ص فيما يلى:

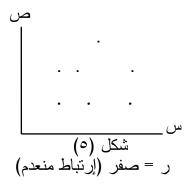


ويتضح من الشكلين السابقين أن جميع النقط التي تمثل العلاقة بين المتغيرين س ، ص تقع على خط مستقيم لذلك يعتبر الإرتباط تام بين المتغيرين ، ولكن كلما بعدت النقط عن الخط المستقيم كلما تتاقص معامل الإرتباط عن  $\pm$  1 ويتضح ذلك من الشكلين التالبين:



وقد تتفق عدة علاقات بين المتغيرين س ، ص فى قيمة معامل الإرتباط ولكن تختلف الخطوط المستقيمة التى تمثل كل علاقة على حدة بمعنى أن معدل التغير فى ص بالنسبة لـ س أو فى س بالنسبة لـ ص يختلف من خط لآخر ، وسوف يتحدد معدل التغير على أساس العلاقة الإنحدارية بين المتغيرين وهو ما سوف ندرسه فى الفصل التالى.

وإذا كانت العلاقة بين س ، ص لا يحددها شكل معين ولا تخضع لقانون أو نظام تتعدم العلاقة أو الإرتباط بين المتغيرين كما يتضح من الشكل الإنتشارى التالى:



أيضاً فإن العلاقة بين متغير وثابت تتعدم ، بمعنى أن معامل الإرتباط بين متغير وثابت = صفر.

وإذا استبدلنا س بـ ص ، أو ص بـ س فإن قيمة معامل الإرتباط لا تتغير ولذلك لا يمكن عن طريق قياس معامل الإرتباط تحديد العلاقة السببية بين المتغيرين س ، ص بمعنى أننا لا نستطيع أن نحدد أيهما المتغير المستقل وأيهما المتغير التابع ولكن يتم ذلك عن طريق العلاقة الإنحدارية بين المتغيرين.

ويمكننا تحليل نتائج معامل الإرتباط في الإطار التالي:

- ١. إذا كان قيمة معامل الإرتباط = + ١ يطلق على هذه الحالة إرتباط تام طردى.
- ٢. إذا كان قيمة معامل الإرتباط = (كسر موجب) يطلق على هذه الحالة علاقة طردية بين المتغيرين س ، ص تزداد كلما إقتربنا من الواحد الصحيح وتقل كلما إقتربنا من الصفر.
- ٣. إذا كان قيمة معامل الإرتباط = -1 يطلق على هذه الحالة إرتباط تام عكسى.
- إذا كان قيمة معامل الإرتباط = (كسر سالب) يطلق على هذه الحالة علاقة عكسية بين المتغيرين س ، ص تزداد كلما إقتربنا من (-۱) و تقل كلما إقتربنا من الصفر.
- ٥. إذا كان قيمة معامل الإرتباط = صفر يطلق على هذه الحالة ارتباط منعدم بمعنى أنه لا توجد أى علاقة أو ارتباط بين المتغيرين س ، ص. إذن قيمة معامل الإرتباط تتراوح بين -1 ، +1 أى أن  $-1 \le c \le +1$

# أولاً: معامل إرتباط بيرسون Pearson Correlation Coefficient

معامل إرتباط بيرسون يعطى نتائج جيدة إذا كانت ن >٣٠ مفردة أما إذا كانت ن أقل من ٣٠ مفردة يعطى معامل إرتباط بيرسون نتائج غير دقيقة ولذلك يفضل استخدام معامل إرتباط آخر يعطى نتائج أكثر دقة فى حالة العينات الصغيرة مثل معامل إرتباط سبيرمان والذى سنتعرض له بالدراسة فيما بعد.

# (١) حالة البيانات غير المبوبة:

بفرض أن المتغير س يمكن أن يأخذ القيم التالية:

 $m_1$  ،  $m_2$  ،  $m_3$  ، .....  $m_0$  بمتوسط حسابی  $m_1$  و إنحر اف معيارى ع و بفرض أن المتغير ص يمكن أن يأخذ أحد القيم التالية:

ص، ، ص، ، ص، ، ص، ، .... صن بمتوسط حسابی  $\overline{\mathbf{w}}$  و إنحر اف معیاری ع ص

وللوصول لمعامل الإرتباط نقوم أو لا بحساب الإنحر افات المطلقة بين القيم الأصلية لكل متغير والوسط الحسابى لنفس المتغير ثم نقوم بتحويل الإنحر افات المطلقة لكل متغير إلى قيم أو وحدات معيارية لإلغاء تأثير إختلاف وحدات القياس بين المتغيرين س ، ص وتتحدد الإنحر افات مقومة بالقيم المعيارية لكل متغير على التوالى كما يلى:

$$\frac{1}{2} \frac{1}{2} \frac{1}$$

ويقاس الإرتباط عن طريق متوسط مجموع حاصل ضرب الإنحرافات مقومة بالقيم المعيارية للمتغيرين س ، ص وإذا رمزنا لمعامل الإرتباط بالرمز (ر) فإن:

$$\left(\frac{\overline{\omega} - \overline{\omega}}{\varepsilon}\right) \left(\frac{\overline{\omega} - \overline{\omega}}{\varepsilon}\right)^{\frac{1}{0}} = 0$$

حيث ن تمثل عدد قيم س ، ص معاً مأخوذ مثنى مثنى

$$C = \frac{\left(\overline{\omega} - \overline{\omega}\right)\left(\overline{\omega} - \overline{\omega}\right)}{\overline{\zeta}} = \frac{1}{2}$$

$$\frac{(\overline{w} - \overline{w})(\overline{w} - \overline{w})}{(\overline{w} - \overline{w})(\overline{w} - \overline{w})} = \frac{1}{\sqrt{w}} = \frac{1}{\sqrt{w}} \times \frac{1}{\sqrt{w}} + \frac{1}{\sqrt{w}} \times \frac{1}{\sqrt{w}} + \frac{1}{\sqrt{w}} \times \frac{1}{\sqrt{w}} + \frac{1}{\sqrt{w}} \times \frac{1}{\sqrt{w}} = \frac{1}{\sqrt{w}} \times \frac{1}{\sqrt{$$

وبتبسيط العلاقات السابقة يمكن استخدام أحد المعادلات التالية لحساب معامل الارتباط:

$$C = \frac{A_{-} - A_{-} - A_{-}$$

ويلاحظ على القوانين السابقة أن الجذر التربيعى فى المقام دائماً كمية موجبة أكبر من الصفر أما البسط إذا كان التغير فى قيم س فى نفس إتجاه التغير فى قيم ص كانت إشارة الإنحرافات أو القيم المعيارية للمتغيرين س موجبة وبالتالى يكون معامل الإرتباط موجب (طردى) ، أما إذا كان التغير فى قيم س عكس التغير فى قيم ص (فى إتجاهين متضادين) كانت إشارة الإنحرافات أو القيم المعيارية مختلفة وبالتالى يكون حاصل ضربهما كمية سالبة ويكون معامل الإرتباط سالب (عكسى).

## التغاير Co-Variance

يطلق على بسط معامل الإرتباط اصطلاح التغاير ، أى أن التغاير:

$$\dot{z} = \frac{1}{\dot{c}} - \frac{1}{\dot{c}} = \frac{1}{\dot{c}}$$

والتغاير هو الذى يحدد نوع العلاقة بين المتغيرين س ، ص طردية أم عكسية وذلك حسب إشارة البسط (التغاير).

#### خصائص التغاير:

- 1. لا يتأثر بالجمع والطرح بمعنى أنه إذا طرحنا أو جمعنا مقدار ثابت لقيم كل متغير على حدة فإن ناتج التغاير لا يختلف.
- ٢. يتأثر التغاير بالضرب والقسمة ، ولذلك إذا ضربنا أو قسمنا قيم المتغيرين في أو على مقادير ثابتة لابد من معالجة النتيجة بالعملية العكسية تماماً حتى لا يختلف التغاير.

ملحوظة: تغاير س ، س (متغيران متساويان) هو تباين س

من الخصائص السابقة يتضح أن خصائص التغاير هي نفس خصائص التباين ، ولكن معامل الإرتباط لا يتأثر بالجمع أو الطرح أو الضرب أو القسمة ، وعلى ذلك إذا بسطنا قيم س ، ص بوسط فرضى والقسمة على عامل اختزال معين لا يتم معالجة الناتج بهذه القيم ولذلك يمكن الاستعانة بالطرق المختصرة والمختزلة في تبسيط أرقام المتغيرين س ، ص في قوانين معامل الإرتباط كما يلى:

$$C = \sqrt{\frac{\sum_{m} \overline{z}_{m} \overline{z}_{m}}{\left(\frac{1}{\sum_{m} z_{m}} - \overline{z}_{m} \overline{z}_{m}\right)} \times \left(\frac{1}{\sum_{m} z_{m}} - \overline{z}_{m} \overline{z}_{m}\right)}$$

## مثال:

حدد نوع العلاقة أو الإرتباط بين الطول والوزن من البيانات التالية: الطول (س) ١٦٠ ١٦٥ ١٦٥ ١٦٠ ١٧٨ ١٧٨ الطول (س) ١٦٠ ٦٨٠ ٦٠ ٧٠ ٥٠ ٦٩ ٢٠ ٧٠ ٧٠ الحل:

# الطريقة المطولة:

س ص	ص ۲	س۲	ص	س س
1.5	5770	707	70	١٦٠
1177.	१८८३	77770	٦٨	170
9 £ Å •	٣٦	7 £ 9 7 £	٦٠	101
1100.	٤٩٠٠	77770	٧.	170
1770.	0770	۲۸۹۰۰	٧٥	١٧٠
1770.	٤٩٠٠	٣٠٦٢٥	٧.	140
1.770	१४४०	77770	२०	170
11987	٤٧٦١	79979	79	۱۷۳
١٢٦٠٠	٤٩٠٠	٣٢٤٠.	٧.	١٨٠
17071	٥٧٧٦	۳۱٦٨٤	٧٦	۱۷۸
11788.	٤٧٥٣٦	710111	٦٨٨	١٦٨٩
مجــ س ص	مجــ ص	مجــ س	مجــ ص	مج_ س

$$C = \sqrt{\frac{A_{\text{em}} - \omega_{\text{em}} - \omega_{\text{em}}}{\left(A_{\text{em}} - \omega_{\text{em}}^{\text{r}}\right) \times \left(A_{\text{em}} - \omega_{\text{em}}^{\text{r}}\right)}}$$

۱٦٨,٩ = 
$$\frac{17٨٩}{0}$$
 =  $\frac{\sqrt{17٨٩}}{\sqrt{17٨}}$  =  $\frac{\sqrt{17٨}}{\sqrt{17}}$ 

$$7 \Lambda, \Lambda = \frac{ \frac{1}{1} \Lambda \Lambda}{ 0} = \frac{ \frac{1}{1} \Lambda \Lambda}{ 0} = \frac{ \frac{1}{1} \Lambda}{ 0}$$

 $7A,A\times17A,9\times1.-11755.$ 

$$\frac{}{\left( \exists \lambda, \lambda \times \exists \lambda, \lambda \times 1 \cdot - \exists \forall \circ \forall \exists \lambda, \forall \times \exists \lambda, \forall \times 1 \cdot - \forall \lambda \circ \forall \forall \forall \right)} \right)} = \int$$

$$\frac{1177.77-11722.}{\left(27772,2-27077\right)\times\left(740777,1-740777\right)}=0$$

$$C = \frac{\sqrt{12.0 \times 10.11}}{\sqrt{12.0 \times 10.11}}$$

: ر = + ۲,۰ ارتباط طردی قوی بین الطول والوزن

#### الطريقة المختصرة:

بأخذ وسط فرضى لـ س = ١٦٥ ووسط فرضى لـ ص = ٧٠

ح س ح ص	۲ ک	۲ س	ح ص	ح بن	ص	<i>س</i>
70	07	70	0-	0-	70	17.
صفر	٤	صفر	۲-	صفر	٦٨	170
٧.	١	٤٩	١	٧-	٦٠	١٥٨
صفر	صفر	صفر	صفر	صفر	٧.	١٦٥
70	70	70	٥	0	٧٥	١٧٠
صفر	صفر	١	صفر	١.	٧٠	140
صفر	70	صفر	0-	صفر	٦٥	١٦٥
λ-	١	٦٤	١-	٨	٦٩	۱۷۳
صفر	صفر	770	صفر	10	٧.	١٨٠
٧٨	٣٦	179	٦	۱۳	٧٦	۱۷۸
19.	717	707	17-	٣٩		
مج ح س ح ص	۲ مج ح ص	۲ مج ح س	مج ح ص	مج ح س		

وباستخدام الصيغة المختصرة الثانية:

$$C = \frac{\text{if } x + x_{\text{op}}}{\text{if } x_{\text{op}}} = \frac{\text{if } x_{\text{op}}}{\text{if } x_{\text{op}}$$

$$17 - \times 79 - 19 \cdot \times 1$$

$$\frac{\left\{\left(17-\right)\left(17-\right)-717\times1\cdot\right\}\left\{\left(79\right)\left(79\right)-707\times1\cdot\right\}\right\}}{\left\{174+19\cdot\cdot\right\}} = 0$$

$$\frac{1}{\{121-1201\}\{121-1201\}}$$

نفس الناتج  $\cdot$ . ر = +  $\cdot$   $\cdot$  ,  $\cdot$  ارتباط طردی قوی بین الطول و الوزن (نفس الناتج السابق)

# (٢) حالة البيانات المبوبة:

فى حالة البيانات المبوبة لمتغيرين س ، ص يتم تفريغها ثم عرضها فى شكل جدول مزدوج ، وفى الجدول المزدوج لا يمكن عرض أو رسم الشكل الانتشارى للبيانات ، ولكن يلاحظ بصفة عامة أنه كلما كانت الأرقام متجمعة حول القطر الرئيسى (الواصل من أعلى اليمين إلى أسفل اليسار) كلما كانت العلاقة بين المتغيرين س ، ص علاقة خطية أو قريبة من الخطية وأيضاً علاقة طردية وعلى العكس كلما كانت الأرقام متجمعة حول القطر الآخر العكسى (الواصل من أعلى اليسار إلى أسفل اليمين) كلما كانت العلاقة بين المتغيرين س ، ص علاقة خطية أو قريبة من لخطية وهي علاقة عكسية بين المتغيرين.

ويشترط لحساب معامل ارتباط بيرسون من الجداول المزدوجة أن تكون فئات س وفئات ص مقفلة مثل الوسط الحسابى والتباين ولذلك لا يصلح قياس معامل ارتباط بيرسون في حالة الجداول المفتوحة.

وبنفس العرض السابق يمكن الوصول لقوانين معامل ارتباط بيرسون في التوزيعات التكرارية المزدوجة كما يلي:

#### الطريقة المطولة:

## صورة أخرى:

## الطريقة المختصرة:

## هذه الطريقة تستخدم إذا كانت الفئات متساوية

$$\frac{z}{\sqrt{a}} = \frac{z}{\sqrt{a}} = \frac{$$

# صورة أخرى:

مثال (۱<u>):</u>

فيما يلى عينة من ٥٠ عامل موزعين حسب ساعات العمل اليومى وعدد الوحدات المنتجة يومياً في أحد المصانع:

المجموع	1 {-1 }	-1.	-Л	عدد الوحدات
10	_	٩	۲	-70
۱۹	٨	11	_	-٣.
١٦	١.	٦	_	٤٠-٣٥
0.	١٨	۲٦	٦	المجموع

المطلوب: حساب معامل ارتباط بيرسون بين عدد ساعات العمل اليومى وعدد الوحدات المنتجة يومياً.

الحل:

# الطريقة المطولة:

(0) (1) (1)	(1)
-------------	-----

كسص	كس	كص	كص	ص	كص	11-31	<b>!</b>	۸-	m m	
٥,٧٠٦٤	101"	11828,40	٤١٢,٥	17,0	10	-	19 757,0	0E 170	10-	
۷۳۱۲,٥	770	Y7A,Y0	٦١٧,٥	۳۲,0	19	1.8	IFI TOV, O	_	۳	
٧٣٥٠	197	110	٤١٢,٥	۳۷,٥	17	11°.	7 10	-	٤٠-٣٥	
1884-	370	07917,0	1714.		٥٠	1,1	n	٦	كس	
	/					١٣	"	٩	س	( )
					340	377	۲۸۲	30	كس	( )
						73.7	MET	2,13	كس	( ٣
/ //					1714.	740	۸۳۰	170	كص	( ٤
					١٨٨٧٠	A700	914.	0131	كسص	( 0

## ملاحظات على الجدول السابق:

- الخانة الأولى هي مراكز الفئات للمتغيرين س ، ص
- ٢. الخانة الثانية عبارة عن حاصل ضرب التكر إرات في مراكز الفئات
  - ٣. الخانة الثالثة عبارة عن حاصل ضرب الخانتين الأولى والثانية
- الخانة الرابعة: يتم ضرب كل تكرار مرة في مراكز فئات س المشتركة مع التكرار في العمود وتسجيل الناتج في الزاوية العليا

ومرة في مراكز فئات ص المشتركة مع التكرار في الصف وتسجيل الناتج في الزاوية السفلي ، ثم تجمع الأرقام في كل صف في الزاوية العليا تنتج الخانة الرابعة ك س وبجمع الأرقام داخل الزوايا السفلي في كل عمود تنتج الخانة الرابعة ك ص

٥. الخانة الخامسة تتتج من ضرب الخانة الأولى في الخانة الرابعة

∴ ر = + ۱۹۱۹، ارتباط طردی فوق المتوسط بین ساعات العمل و عدد الوحدات المنتجة یومیاً.

# <u>حل آخر:</u>

الطريقة المختصرة المختزلة:

تصلح إذا كانت الفئات متساوية

(1) (0) (2) (7) (1)

ك كم س كم ص	ك س يخ س	كسحَّس	ح کَص	ځس	ص	كص	11-31	-1.	-۸	w w	
٦	10	10-	1-	0-	۲۷,٥	10	· /-	./1	7	-10	
صفر	صفر	صفر	صفر	صفر	77,0	19	. \	. /	·/-	-٣.	
١٠	n	п	١	0	177,0	n	<b> </b>	./1	·/-	٤٠-٣٥	
n	m	١				0.	W	n	٦	كس	
							١٣	11	٩	w	(1)
							۲	صفر	۲-	ح س	(٢)
							١	صفر	1-	ځ س	(٣)
							W	صفر	٦-	كسحس	(٤)
						37		صفر	٦	كسكس	(0)
					1	n		صفر	٦	ك كم سكم	(1)

يلاحظ على الجدول السابق ما يلى:

- ١. الخانة الأولى: هي مراكز فئات س ، ومراكز فئات ص
- ۲. الخانة الثانية: الانحرافات بين مراكز الفئات والوسط الفرضى وقد أخذنا وسط فرضى لـ س = 11 ووسط فرضى لـ ص = 87.0
- الخانة الثالثة: الانحرافات المختزلة وتم الحصول عليها بقسم الخانة الثانية وهى الانحرافات بين مراكز الفئات والوسط الفرضى على طول الفئة أى على رقم ٢ بالنسبة لـ س والرقم ٥ بالنسبة لـ ص
- 3. الخانة الرابعة: تم الحصول عليها بضرب التكرارات في الخانة رقم (٣) أي بضرب ك  $\times$   $\rightarrow$

- ٥. الخانة الخامسة: تم الحصول عليها بضرب الخانة رقم  $(7) \times$ الخانة رقم (3)
- 7. الخانة السادسة: تم الحصول عليها بضرب تكرار كل خلية (أو مربع) مرة في انحرافات س المشتركة مع التكرار في العمود ومرة في انحرافات ص المشتركة مع التكرار في الصف

وعلى سبيل المثال المربع الأول (الخلية الأولى) وبه تكرار قيمته  $\Gamma$  يتم ضرب هذا التكرار  $\Gamma \times \Gamma \times \Gamma = \Gamma$  وتسجل في الهامش العلوى للمربع الأول (الزاوية العليا)

### ملاحظات هامة:

- العمود الكامل فوق انحراف س = صفر وكل خلاياه = صفر والصف
   الكامل على يمين انحراف ص = صفر وكل خلاياه = صفر
- بمكن الاستنغناء عن الخانتين الأولى والثانية إذا كانت الجداول المزدوجة ذات فئات متساوية بحيث نبدأ مباشرة بالخانة الثالثة حويمكن كتابتها مختصرة ح فقط بحيث يتم وضع صفر أمام أى فئة وعلى يمين الصفر أو أعلاه تسجل الأعداد الطبيعية السالبة -1 ، -7 ، ... وهكذا وعلى يسار الصفر أو أسفله تسجل الأعداد الطبيعية الموجبة +1 ، +۲ ، +۳ ، ... وهكذا

ر =  $\frac{\sqrt{\Lambda\Lambda}}{177,917}$  = + 717, ارتباط طردى فوق المتوسط (يتفق تماماً مع الناتج الذي توصلنا له بالطريقة المطولة).

# مثال (۲):

احسب معامل ارتباط بيرسون للتوزيع التكرارى المزدوج التالى:

<u>أ</u> ك <sub>ص</sub>	1417.	-1 ٤ •	-17.	-1	س ص
70	10	١.	-	_	-0.
00	١.	70	۲.	_	-7.
**	_	١٧	١.	_	-Y•
۲۸	_	٨	١٢	٨	<b>-</b> ∧ •
10	_	_	11	٤	19.
10.	70	٦.	٥٣	17	<u>ئ</u> ى س

### الحل:

### الطريقة المختصرة المختزلة:

									<u> </u>
<u>ئ</u> ح س ح ص	2 كس حس	كصحص	ځس	كص	N-17.	-18.	-17.	-1	<u>س</u>
٣	١	0	۲-	70	r 10	· /	. /	· /-	-0.
1.	00	00-	1-	00	  -  -	·	Y. Y.	· /-	-7.
صفر	صفر	صفر	صفر	**	· 	. /	· /	· /-	-7.
۲۸-	7.	YA	١	۲۸	· /-	, <b>V</b>	1r-  r	N- /	-۸.
٣٨-	7.	۳.	۲	10	· 	. /	YY-     11	11- \{	1 9.
-77	727	-73		10.	70	٦.	٥٣	17	كس
					١	صفر	1-	۲-	ح س
				04-	70	صفر	٥٣-	78-	كسحس
				m	70	صفر	٥٣	٤٨	كسحس
				-۲۸	٤	صفر	18-	۳۲-	كحسحص

$$\frac{7 \cdot \xi \cdot \xi - 1 \cdot 7 \cdot 9 \cdot \cdots}{\left\{ 7 \cdot Y \cdot 9 - 7 \cdot \xi \circ \cdot \right\} \left\{ 7 \cdot Y \cdot \xi - 1 \cdot A \cdot 9 \cdot \cdots \right\}} =$$

### قانياً:معامل إرتباط سبيرمان Spearman Correlation Coefficient

يصلح لقياس العلاقة أو الارتباط بين المتغيرات الكمية والمتغيرات النوعية أو الوصفية وذلك إذا أمكن ترتيب الأنواع أو الصفات ترتيباً تصاعدياً أو ترتيباً تنازلياً ، وفي حالة تشابه بعض القيم أو الصفات فتأخذ القيم المتساوية أو المتشابهة رتباً واحدة متوسطة عبارة عن متوسط الرتب لهذه القيم أو الصفات المتشابهة كما لو أنها غير متساوية أو غير متشابهة.

ويعطى معامل ارتباط سبيرمان نتائج أكثر دقة من معامل ارتباط بيرسون إذا كان حجم العينة صغيراً أقل من ٣٠ مفردة. ومعامل سبيرمان له نفس خصائص معامل بيرسون حيث:

$$-1 \leq c \leq +1$$

# (١) حالة البيانات غير المبوبة:

يستخدم القانون التالى في الوصول لمعامل الارتباط حيث:

$$C = 1 - \frac{\sum_{i=1}^{N} \sum_{j=1}^{N} i}{\sum_{i=1}^{N} i}$$

حيث ف هي الفروق بين رتب س ورتب ص

ويلاحظ أنه إذا كانت رتب س هي نفس رتب ص المجاورة كانت ف ، ف $^{\prime}$  = صفر وبالتالي كان الارتباط تام طردي (+1) كما ينعدم معامل الارتباط إذا كانت  $^{\prime}$  مجـ ف $^{\prime}$  =  $^{\prime}$  ( $^{\prime}$  -  $^{\prime}$ ) أي أن ر = صفر

# مثال (١):

احسب معامل ارتباط سبيرمان للرتب بين عمر الزوج وعمر الزوجة من واقع بيانات العينة التالية:

								عمر الزوج
۲.	٤٥	70	٣٧	٥,	٤٢	٣٨	٤.	عمر الزوجة

#### الحل:

	الفروق بين الرتب	رتب	رتب	ص	س
ف۲	ف	ص	س		
١	<b>\</b> -	٥	٤	٤٠	٤٥
١	1-	٤	٣	٣٨	٤٠
صفر	صفر	٦	٦	٤٢	٥,
صفر	صفر	٨	٨	٥,	٦.
٤	۲	٣	٥	٣٧	٤٨
صفر	صفر	۲	۲	70	٣٥
صفر	صفر	٧	٧	٤٥	00
صفر	صفر	١	١	۲.	70

٦ م<u>ب</u> ف

$$\frac{r}{\frac{1}{\sqrt{1 + \frac{1}{2}}}} - 1 = \frac{r}{\sqrt{1 + \frac{1}{2}}} - \frac{r}{\sqrt{1 + \frac{1}{$$

= + ۰,۹۳ ارتباط طردی قوی یقترب من التام بین عمر الزوج و عمر الزوجة

# مثال (٢):

احسب معامل ارتباط سبيرمان للرتب بين تقديرات طالبين أ ، ب في المواد الدراسية التالية:

انتاج	احصاء	تأمين	تكاليف	اقتصاد	قانون	محاسبة	رياضة	
جـ جــ	Í	م	<del></del>	<del></del> >	ض جــ	+	ض	تقديرات أ
Í	<b>†</b>	<u>ب</u> ب	م	ض	م	م	<del>ب</del>	تقديرات ب

#### الحل:

ف۲	ف	رتب ص	رتب س	ص	س
17,70	٣,٥-	0,0	۲	<b>-</b>	ض
7,70	١,٥	٣	٤,٥	م	<del></del> >
٤	۲-	٣	١	م	ض جــ
17,70	٣,٥	١	٤,٥	ض	<del></del> >
17,70	٣,٥	٣	٦,٥	م	<del>&gt;&gt;</del>
١٦	٤-	٧	٣	<del></del>	م
7,70	۲,٥	0,0	٨	<b>-</b>	ĺ
7,70	۱,٥-	٨	٦,٥	Í	<del>&gt;</del> <del>&gt;</del>
71/ 0					

۹۷,۵ مجــ ف

ملاحظات على الجدول السابق:

# ترتيب تقديرات س ترتيباً تصاعدياً

جـ 
$$\xi = \frac{3+6}{7} = 8,3$$
 متوسط الرتب في حالة التكر ار وتمنح

جے جہ 
$$\sqrt{\frac{7+7}{7}} = \frac{7+7}{7}$$
 متوسط الرتب فی حالة التکرار وتمنح

ض

# ترتیب تقدیرات ص ترتیباً تصاعدیاً

جـ 
$$7 + \frac{3+6}{7} = 0.0$$
 متوسط الرتب وتمنح بالتساوى لنفس التقدير

$$\frac{7}{4} \frac{\sqrt{5}}{\sqrt{5}} - 1 = \frac{7}{4}$$

$$\frac{7}{\sqrt{5}} \frac{7}{\sqrt{5}} - 1 = \frac{7}{4}$$

$$\frac{7}{\sqrt{5}} \frac{7}{\sqrt{5}} - 1 = \frac{5}{4}$$

= + ١٩٦٦, ارتباط طردى ضعيف بين تقديرات الطالب أ والطالب ب (٢) حالة البيانات المبوبة:

يصلح معامل ارتباط سبيرمان للبيانات الوصفية والبيانات الكمية ولكن يشترط فى حالة البيانات الكمية فى الجداول التكرارية المزدوجة أن تكون فئات س متساوية وفئات ص متساوية وذلك لإعطاء رتب متدرجة لكل من فئات س ، ص ولا يصلح معامل ارتباط سبيرمان إذا كانت فئات س أو ص أو كليهما غير متساوية لأن الرتب المتدرجة فى هذه الحالة سوف لا تعبر عن أطوال الفئات الحقيقية.

ويصلح معامل ارتباط سبيرمان في حالة الجداول المفتوحة من البداية أو من النهاية أو من الطرفين لكل من س أو ص أو كليهما بعكس الحال في معامل ارتباط بيرسون الذي لا يصلح إلا في حالة الجداول المغلقة لكل من س ، ص

كما يشترط عند حساب معامل ارتباط سبيرمان أن تكون فئات س ، ص مرتبة ترتيباً تصاعدياً.

# طريقة الأقطار ذات الفروق المتساوية:

يحسب معامل ارتباط سبيرمان باستخدام القانون التالى:

$$c = \frac{\frac{3}{4} + \frac{3}{4} - \frac{3}{4}}{\frac{3}{4}}$$

يتضح أن القانون السابق يشمل ثلاث بيانات مختلفة ويتم إعداد جدول مستقل للمتغير س لحساب تباين س وجدول مستقل للمتغير ص لحساب تباين ص و لا يختلف هذان الجدولان عن الجداول التي أعدت عند حساب معامل ارتباط بيرسون ، أما الجدول الثالث لحساب تباين الفروق ويتم إعداده عن طريق تحويل فئات س إلى رتب تصاعدية تبدأ من الرقم وإحد للفئة الأولى ثم رقم ٢ للفئة الثانية وهكذا وكذلك تحويل فئات ص إلى رتب تصاعدية ويتم بعد ذلك رسم الأقطار الرئيسية (من أعلى اليمين إلى أسفل اليسار) بحيث تمر هذه الأقطار بالتكرارات الصغيرة (الخلايا) المشتركة لكل من المتغيرين س ، ص ثم يتم تكوين جدول الفروق بخانات رأسية عددها يساوى عدد الأقطار الرئيسية وتمثل الخانة الأولى في الجدول الجديد للفروق أو الانحرافات بين رتب س ورتب ص (ح ف) ويلاحظ أن جميع المربعات التي يمر بها قطر رئيسي واحد تكون الفروق بين رتب س ورتب ص ثابتة ، وتتكون الخانة الثانية (ك ف) من مجموع التكرارات الموجودة داخل المربعات التي يمر بها قطر واحد ثم نستكمل الجدول بضرب الخانتين الأولى والثانية لينتج الخانة الثالثة (ك م ح م)

والخانة الرابعة تتتج من ضرب الخانتين الأولى والثالثة ك ح

باستخدام طريقة الأقطار ذات الفروق المتساوية أوجد معامل ارتباط سبيرمان من واقع بيانات العينة التالية:

المجموع	1417.	-1 ٤ •	-17.	-1	س س
70	10	١.	-	_	-0.
00	١.	70	۲.	_	-7.
**	_	١٧	١.	_	-Y•
۲۸	_	٨	١٢	٨	<b>-</b> ∧•
10	_	1	11	٤	19.
10.	70	,	٥٣	١٢	<u>ئ</u> ى س

## الحل:

مثال:

					۲ ئ <sub>ص</sub> حم	كسحسك	ح س	كس	٤	٣	۲	١	رتب س رتب <i>ص</i>
					1	0	۲-	10	10	۱,	<b>-</b>	<u>'</u>	١
					00	00-	1-	00	۱,	ro	/۲۰	<u>-</u>	۲
					صفر	صفر	صفر	W		W	۱,	<u>-</u>	٣
					YA	YA	/1/	YA		^	11	/ <b>^</b>	٤
۲ <sub>7 4</sub>	7 .	4	7	1	1	۳.	/ <b>r</b> /	10		<i>,</i> -′	/11/	٤	0
<sup>ن</sup> ف	كنحن	كن	7 <sub>ن</sub>		TET	EV-		10.	TO	1	٥٣	11	ح س
180	٤٥	10	٣	W ,	L"	<b>/</b>	ν,	Ľ <u>,</u>		/ <b>'</b>		"	ے س
٨٠	٤	۲.	۲					$\angle$	1	صفر	1-	۲-	كس
	<u> </u>			1,/				01-	_Yo _	صفر	04-	78-	كسحس
40	10	10	١		/ /	/ /	/ /	ım	Yo	صفر	٥٣	٤A	کس کس کس کس
صفر	صفر	170	صفر	$\mathbb{Z}_{/}$	//	//	/ /	_"'	10	صدر	01	ch	ت س کس
W	14-	14	1-	<b>/</b> /	//	//							
£A.	<b>YE-</b>	٢	۲-	//	//								
171	o <b>V</b> -	19	٣-	<b>V</b> /									
18	17-	٤	٤-										
130	0-	10.											

$$3 = \frac{7}{\omega} = \frac{7}{\omega} \times \frac{7}{\omega} = \frac{7}{\omega} \times \frac{7}{\omega} = \frac{7}{\omega} \times \frac{7}{\omega} = \frac{1}{\omega} \times \frac{1}{\omega} \times \frac{1}{\omega} \times \frac{1}{\omega} \times \frac{1}{\omega} = \frac{1}{\omega} \times \frac{1}{\omega} \times$$

$$\frac{y}{2} = \frac{y}{2} = \frac{y$$

.: ر = + ۰,٦٥ ارتباط طردى فوق المتوسط

# ثالثاً: معامل الاقتران Association Coefficient

هذا المعامل يقيس درجة الارتباط أو الاقتران بين المتغيرات النوعية أو الوصفية ذات الصفتين فقط ، أى يقيس هذا المعامل مدى اقتران الصفات ببعضها البعض ، مثل دراسة العلاقة بين نوع التخصص والوظيفة أو دراسة العلاقة بين درجة التعليم والادخار أو العلاقة بين درجة التعليم والتدخين وهكذا.

ومعامل الاقتران له نفس الخصائص العامة لمعامل الارتباط ، فإذا رمزنا لمعامل الاقتران بالرمز (ق) فإن:  $-1 \le 5$  في المعامل الاقتران بالرمز (ق)

مما سبق يتضح أن جداول الاقتران مزدوجة ثنائية تتكوم من صفين وعمودين ، وبفرض أن جدول الاقتران يأخذ الشكل التالى:

س ۲	س ۱	س ص
ب	Í	ص،
7	<del></del>	ص٠

حيث س ، ص متغيرات وصفية

$$\frac{1 \times c - y \times = \frac{1}{c}}{a + b \times c + y \times e}$$

## <u>مثال:</u>

حدد العلاقة بين درجة التعليم والتدخين من خلال بيانات جدول الاقتران التالى:

غیر مدخن	مدخن	التدخين التدخين
٤٠	۲.	متعلم
١.	٣.	غير متعلم

### الحل:

$$\ddot{\mathbf{g}} = \frac{\dot{\mathbf{x}} \times \mathbf{c} - \mathbf{v} \times \mathbf{c}}{\dot{\mathbf{x}} \times \mathbf{c} + \mathbf{v} \times \mathbf{c}}$$

$$\ddot{\mathbf{v}} = \frac{\mathbf{v} \cdot \mathbf{v} \cdot \mathbf{v} \cdot \mathbf{v} \cdot \mathbf{v}}{\mathbf{v} \cdot \mathbf{v} \cdot \mathbf{v} \cdot \mathbf{v} \cdot \mathbf{v}} = \ddot{\mathbf{v}}$$

$$\frac{1 \cdot \cdot \cdot -}{1 \cdot \cdot \cdot} = \frac{1 \cdot \cdot \cdot - \cdot \cdot}{1 \cdot \cdot \cdot + \cdot \cdot} =$$

أى أنه يوجد اقتران أو ارتباط عكسى قوى بين درجة التعليم والتدخين بمعنى أنه كلما زادت درجة التعليم كلما قل الاقبال على التدخين.

# رابعاً: معامل التوافق Contingency Coefficient

معامل التوافق يقيس العلاقة أو الارتباط بين المتغيرات الوصفية أو النوعية والتي تزيد عن صفتين أو نوعين ، كما يصلح إذا كان أحد المتغيرين وصفى والمتغير الآخر كمى ، وأبسط صيغة لمعامل التوافق هي الصيغة التالية:

إذا رمزنا لمعامل التوافق بالرمز (و) فإن:

$$\frac{1 - \sqrt{1 - - \sqrt{1 - \sqrt{1 - \sqrt{1 - \sqrt{1 - \sqrt{1 - \sqrt{1 - \sqrt - \sqrt {1 - \sqrt - \sqrt {1 - - \sqrt {1 -$$

ويعتبر معامل التوافق كمية موجبة دائماً لذلك هو يحدد وجود علاقة بين المتغيريين أم لا وهل العلاقة ضعيفة أم قوية ولكنه لا يحدد نوع أو اتجاه العلاقة (عكسية أو طردية) ، كما أنه لا يمكن أن يكون ارتباطاً تاماً ، كما يتأثر بترتيب التكرارات.

∴ و ≥ ٠

ويتم حساب المقدار (ب) من العلاقة التالية:

### مثال:

حدد العلاقة بين درجة الوعى المصرفى ومستوى التعليم باستخدام بيانات العينة التالية:

<u>ئ</u> ص	لا يدخر في أوعية مصرفية	يدخر في أوعية مصرفية	مستوى التعليم		
۲.	٥	10	عالى		
٥,	۲.	٣.	متوسط		
٣.	۲.	١.	أقل من المتوسط		
١	٤٥	00	آئی ع		

#### الحل:

$$+\left(\frac{r}{r},\frac{r}{s}\right)+\left(\frac{r}{r},\frac{r}{s}\right)+\left(\frac{r}{r},\frac{r}{s}\right)+\left(\frac{r}{r},\frac{r}{s}\right)+\left(\frac{r}{r},\frac{r}{s}\right)+\left(\frac{r}{r},\frac{r}{s}\right)$$

$$\left(\frac{r}{r},\frac{r}{s}\right)+\left(\frac{r}{r},\frac{r}{s}\right)+\left(\frac{r}{r},\frac{r}{s}\right)$$

$$\frac{z \cdot r}{r \cdot r}+\frac{z \cdot r}{r \cdot r}+\frac{q \cdot r}{r \cdot r}+\frac{r}{r}$$

$$\frac{z \cdot r}{r \cdot r}+\frac{z \cdot r}{r \cdot r}+\frac{q \cdot r}{r \cdot r}+\frac{r}{r}$$

$$\cdot$$
,  $\cdot$ 7777 +  $\cdot$ $\cdot$ 77777 +  $\cdot$ 7777 +  $\cdot$ 77777 +  $\cdot$ 7777 +  $\cdot$ 77777 +  $\cdot$ 7777 +  $\cdot$ 777 +  $\cdot$ 77 +  $\cdot$ 77

$$\frac{1, \cdot 9 \cdot \xi^{m}}{\frac{1}{1} - 1} = \frac{1}{1}$$

$$\frac{1}{1} - 1 = \frac{1}{1}$$

$$\frac{1}{1} - 1 = \frac{1}{1}$$

$$\frac{1}{1, \cdot 9 \cdot \xi^{m}} - 1 = \frac{1}{1}$$

أى أن هناك ارتباط بين درجة الوعى المصرفى ومستوى التعليم ولكن لا يمكن تحديد اتجاه هذه العلاقة (عكسية أم طردية).

### معامل التحديد: Determination Coefficient

معامل التحديد عبارة عن مربع معامل الارتباط أى أن:

معامل التحديد =  $0^{7}$ 

ويعبر معامل التحديد عن النسبة المئوية من التغير الكلى في المتغير التابع (ص) والتي ترجع إلى أو يتسبب فيها المتغير المستقل (س) ولذلك يطلق على المتغير المستقل (س) المتغير التفسيري ، وإذا كان التغير الكلى في المتغير (ص) يمكن أن يقاس بدلالة التباين (ع ) لذلك فإن معامل التحديد يحدد النسبة الكلية من هذا التباين التي ترجع إلى أو يتسبب فيها المتغير التفسيري أو المستقل (س) ويظل هناك جزء آخر من التغير الكلى غير مفسر (متمم النسبة) ويرجع هذا الجزء غير المفسر للتغير العشوائي أو الخطأ العشوائي.

أى أن معامل التحديد = التغير المفسر الكلى

ويعتبر معامل التحديد مقياس نسبى لا يتأثر بوحدات القياس.

ويرتبط معامل التحديد بعلاقة سببية بين المتغيرين س ، ص (علاقة الحدارية) بعكس معامل الارتباط الذي لا يرتبط بهذه العلاقة ، كما يشترط أن يكون معامل الانحدار المقدر له معنوية احصائية حتى تتأكد العلاقة السببية بين المتغيرين س ، ص

وإذا كان معامل التحديد = ر' ويمثل الجزء المفسر للمتغير التابع فإن معامل عدم التحديد = 1 - (c) وهو يمثل الجزء أو النسبة غير المفسرة والتي ترجع للعوامل العشوائية.

وتتراوح قيمة معامل التحديد بين صفر ، +1 أى أن ،  $\leq$  ر  $\leq$  1 وأيضاً يمكن حساب معامل التحديد عن طريق معاملى الانحدار كما يلى:  $( \cdot )^{2} = 1 \times -$ 

ويستخدم معامل التحديد في الحكم على التوفيق الجيد للبيانات الفعلية أو المشاهدة وعلى سبيل المثال إذا كان معامل التحديد 7 = 0.4 فهذا معناه أن خط الانحدار يعطى توفيقاً جيداً للبيانات المشاهدة حيث يفسر المتغير المستقل (س) 0.4 من التغير الكلى في المتغير التابع (ص)

# الفصل الثانى الانحدار الخطى البسيط Simple Linear Regression

#### <u>مقدمة:</u>

تعرضنا في الفصل السابق لقياس العلاقة أو الارتباط بين المتغيرين س ، ص والآن مطلوب تحديد العلاقة الرياضية أو الدالة التي تربط بين المتغيرين س ، ص من واقع نفس البيانات وتحديد درجة هذه الدالة ومن ثم أياً من المتغيرين متغير مستقل Independent Variable وأيهما متغير تابع Dependent Variable وأخيراً استخدام الدالة التي تحدد العلاقة بين المتغيريين في التنبؤ بالمتغير التابع بدلالة أي قيمة معطاه للمتغير المستقل.

### الانحدار الخطى:

إذا حددنا الشكل الانتشارى لبيانات المتغيرين س ، ص على الرسم البيانى وكانت جميع نقط س ، ص تقع على استقامة واحدة (على مسار خط مستقيم) كانت العلاقة بين المتغيرين علاقة خطية وكان الارتباط تاماً سواء كان طردياً أو عكسياً ، ولكن عملياً يصعب أن تكون جميع نقط المتغيرين س ، ص على استقامة واحدة ويكون المطلوب في هذه الحالة تمهيد خط مستقيم يمر بمعظم النقط ويتوسط باتزان باقى النقط الأخرى ويطلق على هذا الخط خط انحدار.

وقد يكون الأنسب تمهيد منحنى منتظم يتوسط معظم النقط وفى هذه الحالة تكون العلاقة بين المتغيرين علاقة غير خطية ، وسنكتفى بدر استنا فى هذا المرجع على العلاقة الخطية فقط بين المتغيرين س ، ص.

## طريقة المربعات الصغرى Least Squares Method

بمقتضى هذه الطريقة إذا أمكننا رسم أكثر من خط مستقيم يمر بمعظم النقط ويتوسط باتزان باقى النقط الأخرى سنجد حتماً أن هناك فروق أو انحرافات موجبة وسالبة بين النقط الأصلية التى تقع فوق أو أسفل الخط وبين النقط الجديدة الاتجاهية والتى تقع على الخط المستقيم الممهد وإذا حسبنا الانحرافات الموجبة والسالبة (الأبعاد الرأسية العمودية) وربعنا هذه الانحرافات وجمعناها فإن أفضل خط مستقيم يتوسط هذه النقط هو الذى يحقق أقل مجموع مربعات الانحرافات أو الفروق بين القيم الأصلية والقيم الجديدة الاتجاهية (التى تقع على خط الاتجاه العام) ولذلك يطلق على هذه الطريقة في تحديد خط الانحدار الأمثل رياضياً بطريقة المربعات الصغرى.

# أو لاً: خط انحدار ص على س (ص / س):

# (١) حالة البيانات غير المبوبة:

إذا فرضنا أن خط الانحدار الأمثل (ص / س) والذى يتحدد وفقا لطريقة المربعات الصغرى هو الخط المستقيم الذى معادلته هى:

ص = أ س + ب

ولتحديد خط الانحدار السابق (ص / س) لابد من تحديد المعاملات (أ، ب) حيث يطلق على (أ) معامل انحدار ص / س وهو عبارة عن

ميل الخط المستقيم والميل يتحدد على أساس ظل الزاوية التي يصنعها الخط المستقيم (خط الانحدار) مع الاتجاه الموجب لمحور السينات ، كما يعبر المعامل (أ) عن معدل التغير في المتغير التابع (الدالة) ص بالنسبة للمتغير المستقل س ومعدل التغير عبارة عن التفاضل أو المعامل التفاضلي الأول أو المشتقة الأولى (ص =  $\frac{2m}{2m}$  أو  $\frac{m}{2m}$ ) ، وإشارة معامل الانحدار (أ) تعبر عن اتجاه العلاقة بين المتغيرين س ، ص أو نوعها (طردية أو عكسية).

ويطلق على المعامل (ب) ثابت الانحدار (المقدار الثابت في المعادلة الانحدارية) ويمثل الجزء المقطوع من محور الصادات.

ويتم حساب المعاملات أ ، ب على النحو التالى:

بما أن س متغير يمكن أن يأخذ القيم: س، س، س، س، ، س، ، س، ، س، ، س، بما أن ص متغير يمكن أن يأخذ القيم: ص، ، ص، ، ص، ، ص، ، ص، ، ص، ، ص، وبالتعويض في معادلة الانحدار السابقة عن س بمجموع قيم س وعن ص بمجموع قيم ص نجد أن:

ويمكن عن طريق تكوين جدول لقيم المتغيرين س ، ص ثم إيجاد مجاميع الخانات التالية: س ، ص ، س ، س ص وبالتعويض عن هذه المجاميع في المعادلتين السابقتين ثم حل المعادلتين معاً جبرياً نصل لقيم المعاملات أ ، ب أو نقوم بحل المعادلات معاً جبرياً بالرموز نصل لقيم المعاملات أ ، ب عن طريق استخدام القوانين التالية:

الطريقة المطولة:

$$\frac{\dot{\nabla} \times \dot{\nabla} \times \dot{\nabla} \times \dot{\nabla} \times \dot{\nabla} \times \dot{\nabla} \times \dot{\nabla}}{\dot{\nabla} \times \dot{\nabla} \times \dot{\nabla}$$

الطريقة المختصرة:

$$\frac{i \times \underbrace{\alpha \leftarrow \sigma}_{w} - \underbrace{\sigma \leftarrow \sigma}_{w} \times \underbrace{\alpha \leftarrow \sigma}_{w} \times \underbrace{\alpha \leftarrow \sigma}_{w} = \underbrace{\delta}_{w}$$

$$\frac{i}{i} \times \underbrace{\delta \leftarrow \sigma}_{w} - \underbrace{\delta \leftarrow \sigma}_{w} \times \underbrace{\delta \leftarrow \sigma}_{w} = \underbrace{\delta}_{w} \times \underbrace{\delta}_{w} = \underbrace{\delta}_{w} = \underbrace{\delta}_{w} \times \underbrace{\delta}_{w} = \underbrace{\delta}_{w$$

ويلاحظ في القوانين السابقة أن أ =  $\frac{\text{التغاير}}{\text{تباين س}}$ 

ويلاحظ أن هناك علاقة هامة بين معامل الارتباط ومعامل انحدار ص / س حيث نجد أن:

$$\frac{3}{2} \times \frac{3}{2}$$

$$\frac{3}{2} \times \frac{3}{2}$$

كما يمكن حساب المعامل (ب) من معادلة انحدار ص / س الأصلية وهي:

$$ص = أس + ب$$

وذلك بعد التعويض عن قيم س بالوسط الحسابى لـ س =  $\overline{m}$  و التعويض عن قيم ص بالوسط الحسابى لـ ص =  $\overline{m}$  يمكن استنتاج (ب) كما يلى:

$$\overline{w} = \overline{w} - \overline{w}$$

$$\frac{\overset{\wedge}{\cdots}\overset{\wedge}{\cdots}}{\dot{\circ}} \times \dot{\mathsf{J}} - \frac{\overset{\wedge}{\cdots}\overset{\wedge}{\cdots}}{\dot{\circ}} =$$

وبعد الحصول على المعاملات أ ، ب يمكن استخدام معادلة انحدار ص / س فى التنبؤ بقيمة المتغير التابع ص عند أى قيمة معطاه للمتغير المستقل س.

# (٢) حالة البيانات المبوبة:

بنفس طريقة العرض السابق يمكن أن نصل للقوانين التالية والتي تطبق في حالة البيانات المبوبة في جداول تكرارية مزدوجة للمتغيرين س ، صكما بلي:

الطريقة المطولة:

الطريقة المختصرة:

$$\frac{A + b \times A + b \times A$$

وبعد حساب (أ) بالطريقة المطولة أو المختصرة تستخدم في إيجادقيمة المعامل (ب) وبنفس العلاقة السابقة حيث:

$$\overline{w} = \overline{w} - \overline{l}$$

# ثانياً: خط انحدار س على ص (س / ص):

بفرض أن خط الانحدار الأمثل (س / ص) والذى يتحدد وفقاً لطريقة المربعات الصغرى هو الخط المستقيم الذى معادلته هى:

حیث (--) هی معامل انحدار س علی ص (--) ، -- هی ثابت الانحدار

وبنفس طريقة العرض السابق يمكن حساب قيم المعاملات (ج.، د) من القوانين التالية:

# (١) حالة البيانات غير المبوبة:

الطريقة المطولة:

$$\frac{\dot{U} \times \dot{A} \times \dot{U} \times \dot{A} \times \dot{U} \times \dot{A} \times \dot{U}}{\dot{A} \times \dot{A} \times \dot{U} \times$$

الطريقة المختصرة:

$$\frac{0 \times A \leftarrow C_{0} \times A \leftarrow C_{0} \times A \leftarrow C_{0}}{V \times A \leftarrow C_{0}} = \frac{1}{V \times A \leftarrow C_{0}} \times A \leftarrow C_{0} \times A \leftarrow C_{0}$$

$$\dot{V} \times A \leftarrow C_{0} \times A \leftarrow C_{0} \times A \leftarrow C_{0} \times A \leftarrow C_{0}$$

ولذلك هناك علاقة هامة بين معامل الارتباط ومعامل انحدار س / ص / وهي:

$$\frac{3}{2} \times \sqrt{3} \times \frac{3}{2} \times \frac{3}{2}$$

كما يمكن حساب المعامل (د) من العلاقة التالية:

$$=\frac{\overset{\alpha\leftarrow}{\cdots}}{\overset{\dot{}}{\cdots}}\times \overset{\alpha\leftarrow}{\cdots}=$$

## (٢) حالة البيانات المبوبة:

الطريقة المطولة:

الطربقة المختصرة:

$$\frac{A + b \times A + b \times A$$

علاقات هامة:

(1) 
$$\frac{3_{\infty}}{2} \times 1 = 1$$

$$(Y)$$
  $=$   $(Y)$   $+$   $(Y)$   $+$   $(Y)$   $+$   $(Y)$   $+$   $(Y)$ 

و بضرب العلاقتين السابقتين معاً نجد أن:

$$(^{*})$$
  $\rightarrow$   $=$   $(^{*})$  (معامل التحدید)  $\rightarrow$ 

أى يمكن حساب معامل التحديد عن طريق حاصل ضرب معاملى الانحدار.

وبإيجاد الجذر التربيعي لطرفي المعادلة (٣)

.. ر =  $\sqrt{1 \times -1}$  ومنها يمكن إيجاد معامل الارتباط عن طريق معاملي الانحدار

ملاحظة هامة: يلاحظ أن إشارة معاملى الانحدار أ ، جـ لابد أن تتشابه أو تتطابق إما الإشارتان موجبتان ويكون معامل الارتباط هو الجذر التربيعى الموجب لـ أ × جـ وإما الإشارتان سالبتان ويكون معامل الارتباط هو الجذر التربيعى السالب لـ أ × جـ

### مثال (۱)<u>:</u>

٥,	٣.	۲.	10	١٢	١.	الأسعار س
۲.	١٨	10	١٢	٧	٤	الكميات ص

## المطلوب:

- أوجد معادلة انحدار ص / س وتنبأ بالكميات المتوقعة عندما يكون السعر ١٠٠ جنيه.
- أوجد معادلة انحدار س / ص وتنبأ بالأسعار المتوقعة عندما تكون الكمية ٣٠ وحدة.
  - استنتج معامل الارتباط بين المتغيرين بدلالة معاملي الانحدار.

### الحل:

س ص	ص ۲	س۲	ص	س
٤٠	١٦	١	٤	١.
Λ٤	٤٩	1 £ £	٧	17
١٨٠	1 £ £	770	17	10
٣	770	٤٠٠	10	۲.
٥٤.	47 8	9	١٨	٣.
١	٤٠٠	70	۲.	٥,
7155	1101	2779	٧٦	١٣٧
مجــ س ص	مجــ ص	مجــ س٢	مجــ ص	مجــ س

## • إيجاد معادلة انحدار ص / س

### حيث:

$$\frac{0 \times \text{AR} - \text{W} - \text{AR} - \text{W} \times \text{AR} - \text{W}}{\text{AR} - \text{W} \times \text{AR} - \text{W}} = \frac{1}{2}$$

$$0 \times \text{AR} - \text{W} \times \text{AR} - \text{W} \times \text{AR} \times \text{AR} = \frac{1}{2}$$

$$0 \times \text{AR} - \text{W} \times \text{AR} \times \text{AR} = \frac{1}{2}$$

$$\hat{I} = \frac{1 \times 3317 - 771 \times 57}{1 \times 771 \times 771 \times 771} = \hat{I}$$

$$\overline{w} = \overline{w} - \overline{w}$$

$$\frac{}{\dot{\upsilon}} \times ., \text{roh} - \frac{}{\dot{\upsilon}} =$$

$$\frac{177}{7} \times ., 70 \wedge - \frac{77}{7} =$$

$$\xi, \xi 97 + 1 \cdot \cdot \times \cdot, 70 \wedge = \omega$$

حيث:

$$\frac{0 \times 4 - w - 4 - w \times 4 - w}{4} = \frac{0}{4}$$

$$= \frac{0}{4}$$

$$\frac{\text{VI} \times \text{VTV} - \text{VIE} \times \text{VI}}{\text{VI} \times \text{VI} - \text{VIO} \times \text{VI}} = \frac{\text{VIO}}{\text{VIO}}$$

$$\frac{\sim -\omega}{\dot{\upsilon}} \times \mathsf{Y}, \mathsf{A}\mathsf{Y} - \frac{\sim -\omega}{\dot{\upsilon}} =$$

$$\frac{77}{7} \times 7, \cdot 97 - \frac{177}{7} =$$

التنبؤ بالسعر س عندما تكون الكمية ص = ٣٠ وحدة

$$\Psi,777 - \Psi \cdot \times Y, \cdot 9Y = \omega$$

• إيجاد معامل الارتباط بين المتغيرين:

ارتباط طردى قوى بين الأسعار والكميات

# مثال (۲):

فى المثال (٢) للبيانات المبوبة فى معامل ارتباط بيرسون حيث كانت ر بالطريقة المختصرة المختزلة كما يلى:

## المطلوب:

أ – إيجاد معادلة انحدار ص / س وتنبأ بقيمة ص عندما س = 110 ب - إيجاد معادلة انحدار س / ص وتنبأ بقيمة س عندما ص - - أو جد معامل الارتباط بدلالة معاملي الانحدار

### الحل:

أ - إيجاد معادلة انحدار ص / س

ص = أ س + ب

حيث:

إيجاد الوسط الحسابي لـ س:

$$\frac{A_{m}}{m} = \frac{A_{m}}{m} \times \frac{A_{m}}{m} + \frac{A_{m}}{m} +$$

$$1\xi \Upsilon, \cdot \forall V = 10. + \frac{0.7 - 1}{10.} \times 7. = \frac{1}{10.}$$

$$\frac{A_{-} - B_{-} - A_{-}}{A_{-}} \times \frac{A_{-} - B_{-}}{A_{-}} + \frac{A_{-$$

$$\forall 1, \land \forall \forall = \forall 0 + \frac{\xi \forall -}{10} \times 1 \cdot = \overline{\Box}$$

$$(1\xi \nabla, \cdot \nabla \times \cdot, 9\xi \nabla \xi -) - \nabla 1, \lambda \nabla =$$

وتكون معادلة انحدار ص / س هي:

$$\Upsilon \cdot V, \xi \cdot Q + \omega \cdot , Q \xi V \xi - = \omega$$

عندما س = ۲۰۰

## ب- إيجاد معادلة انحدار س/ص

$$\overline{\omega} = \overline{\omega} = 1$$

وتكون معادلة انحدار س / ص هي:

س = جــ ص + د

س = - ۲۷۰,۲۷۱ ص + ۱۷٥,۲۷۱

عندما ص = ۱۱۰

.. س = - ۱۲۱,۵۷۱ + ۱۱۰ × ۱۲۱ = ۱۲۱ تقریباً

## جـ- إيجاد معامل الارتباط ر

ر = \\ أ × <u>جــ</u>

.. ر = -٠,٦٥ ارتباط عكسى متوسط وهى نفس الإجابة التى سبق أن توصلنا إليها عند حل المثال الثانى للبيانات المبوبة فى معامل ارتباط بيرسون.

## مثال (٣):

إذا كان الوسط الحسابي لعمر الزوج ٥٠ سنة والوسط الحسابي لعمر الزوجة ٥٤ سنة والانحراف المعياري لعمر الزوج ٥ سنة والانحراف المعياري لعمر الزوج وعمر الزوجة ٦ سنة ومعامل الارتباط بين عمر الزوج وعمر الزوجة = ٨,٠ أوجد معادلة انحدار عمر الزوجة على عمر الزوج واحسب عمر الزوجة المتوقع عندما يكون عمر الزوج ٦٠ سنة

$$\xi \circ = \overline{\omega}$$
  $\circ \cdot = \overline{\omega}$ 

معادلة انحدار ص / س هي:

$$\frac{3}{2}$$
بما أن أ = ر ×  $\frac{3}{2}$ 

$$\cdot,97 = \frac{7}{2} \times \cdot, \Lambda = 1$$
 ::

$$\overline{m}$$
 أ  $\overline{m} = \overline{m} - 1$ 

وتكون معادلة انحدار عمر الزوجة على عمر الزوج هي:

# مثال (٤):

إذا كانت معادلتي خط انحدار متغيرين س ، ص هما:

احسب معامل الارتباط بين المتغيرين س ، ص

### الحل:

يتم وضع المعادلتين السابقتين على صورة:

ولذلك يتم تحويل معامل كل من س ، ص فى الطرف الأيمن إلى الواحد الصحيح كما يلى:

بقسمة طرفى المعادلة الأولى على ١٠٠ وبقسمة طرفى المعادلة الثانية على ٤٠

:. ر = + ۰,۹۰ ارتباط طردی قوی بین المتغیرین س ، ص یقترب من الارتباط التام

### تمارين على الباب الرابع

٠١

٧.	١	٧.	٩.	٧.	70	٤٥	٣.	۲.	10	الأسعار
0	11	٨	۲	0	١٢	١.	۲	٨	٢	الكميات

### المطلوب:

- أ احسب معامل ارتباط بيرسون بين الأسعار والكميات
- ب احسب معامل ارتباط سبير مان للرتب بين الأسعار والكميات
- جــ أوجد معادلة انحدار الأسعار على الكميات وتنبأ بالسعر عندما تكون الكمية ٢٠ وحدة
- د أوجد معادلة انحدار الكميات على الأسعار وتنبأ بالكمية عندما يكون السعر ١٢٠ جنيه
  - هـ تأكد من صحة معامل ارتباط بيرسون عن طريق معاملي الانحدار
  - ٢. فيما يلى تقديرات طالبين أ ، ب في مواد البرنامج التدريبي المختلفة:

١.	٩	٨	٧	۲	0	٤	٣	۲	١	المادة
م	ض	<b>+</b> +	4.	4.	م	<b>+</b> +	Í	4.	١	الطالب أ
ج ج	م	÷	Í	4.	ض	Í	ج ج	4.	<b>ج</b> ج	الطالب ب

احسب معامل ارتباط سبيرمان بين تقديرات أ ، ب وعلق على الناتج

٣. فيما يلى عينة حجمها ١٣٠ من الرجال والنساء موزعين حسب مستوى تحصيلهم في اللغات:

المجموع	جيد جداً	جيد	متوسط	ضعيف	مستوى التحصيل
70	0	۲.	٣.	١.	رجال
70	۲.	٣.	١.	٥	نساء
17.	70	٥,	٤.	10	المجموع

حدد العلاقة بين النوع ومستوى تحصيل اللغات باستخدام معامل التوافق.

٤. فيما يلى عينة حجمها ١٥٠ وحدة منتجة موزعة حسب سعر التكلفة
 وسعر البيع:

المجموع	<b>۲۷-7</b> £	-۲1	-11	-10	-17	سعر التكلفة المسعر التكلفة
٣٣	_	-	_	١٨	10	-1.
人〇	_	٣٣	77	70	_	-1 ٤
٣٢	١٣	١٢	٧	_	_	77-17
10.	١٣	٤٥	٣٤	٤٣	10	المجموع

#### المطلوب:

- أ احسب معامل ارتباط بيرسون
- ب- أوجد معادلة انحدار سعر البيع على سعر التكلفة وتتبأ بسعر البيع
   عندما تكون التكلفة ٣٠ جنيه
- ج أوجد معادلة انحدار سعر التكلفة على سعر البيع وتنبأ بسعر التكلفة عندما يكون سعر البيع ٥٠ جنيه
  - د احسب معامل ارتباط بيرسون عن طريق معاملي الانحدار
- ه- احسب معامل ارتباط سبيرمان بطريقة الأقطار ذات الفروق المتساوية

حدد مدى اقتران نوع القطن بالمحافظة المنتجة من خلال التوزيع التالى:

المجموع	طويل التيلة	قصير التيلة	نوع القطن سعر التكلفة
٥,	۲.	٣.	الفيوم
٧.	٤٥	70	أسيوط
١٢.	٦٥	00	المجموع

آ. فيما يلى عينة حجمها ١٢٥ وحدة منتجة موزعة حسب الأرباح الصافية والتكاليف الكلية:

المجموع	1712.	-17.	-1	-A•	التكاليف الأرباح
١٩	10	٤	_	_	<b>-7.</b>
٣٦	11	70	_	_	-70
٤٠	_	۲٧	١٣	_	-٣.
٣.	_	_	١٨	17	٤٠-٣٥
170	۲٦	7	٣١	١٢	المجموع

#### المطلوب:

أ - حساب معامل ارتباط بيرسون

ب- أوجد معادلة انحدار الأرباح على التكاليف وتنبأ بالأرباح عندما تكون التكاليف ٢٠٠ جنيه

ج - احسب معامل التحديد واشرح مدلوله

د - احسب معامل ارتباط سبير مان

۷. بلغ معامل الارتباط بین المتغیرین س ، ص ۰٫۰ و الوسط الحسابی ل س = ۰٫۰ و الوسط الحسابی ل ص = ۳۰ و تباین س = ۱۲ و تباین ص =  $\pi$ 

#### المطلوب:

أ – أوجد معادلة انحدار ص / س وتنبأ بقيمة ص عندما س = ٥٠ ب – أوجد معادلة انحدار س / ص وتنبأ بقيمة س عندما ص = ٣٠  $\Lambda$ . إذا علم أن:

7.95 = 7 ، مج ص 177 = 7 ، مج ص 177 = 7 ، مج ص 1.77 = 7 ، مج ص مج س ص 1.71 = 7

#### المطلوب:

أ - احسب معامل ارتباط بيرسون بين المتغيرين س ، ص

ب- أوجد معادلة انحدار ص / س

ج - أوجد معادلة انحدار س / ص

٩.

								الدخل
٩.,	٠,	٤٥,	٣٢.	۲٧.	۲١.	10.	١	الاستهلاك

أ - احسب معامل ارتباط بيرسون بين الدخل والاستهلاك

ب- احسب معامل ارتباط سبيرمان بين الدخل والاستهلاك

ج - أوجد معادلة انحدار الدخل على الاستهلاك وتنبأ بالدخل المتوقع عندما يكون الاستهلاك ١٠٠٠ جنيه

- د استنتج معامل انحدار الاستهلاك على الدخل بمعلومية معامل الارتباط ومعامل انحدار الدخل على الاستهلاك
  - ه- احسب معامل التحديد مع التفسير
- ۱۰. لدينا عينة حجمها ۱۵۰ شخصاً موزعون حسب الاستهلاك الشهرى والادخار الشهرى:

المجموع	۳۲۵.	-7	-10.	-1	الاستهلاك الادخار
77	10	11	_	_	0 *
٣٧	٧	70	0	_	۸.
79	_	١٧	٤.	١٢	11.
١٨	_	_	٨	١.	1 2 .
10.	77	٥٣	٥٣	77	المجموع

#### المطلوب:

- أ احسب معامل ارتباط بيرسون بين الاستهلاك والادخار
- ب- أوجد معادلة انحدار الادخار على الاستهلاك وتنبأ بالادخار المتوقع عندما يكون الاستهلاك ٥٠٠ جنيه
- ج احسب معامل ارتباط سبير مان بطريقة الأقطار ذات الفروق المتساوية د - احسب معامل التوافق

الباب الخامس تحليل السلاسل الزمنية Time Series Analysis

#### السلسلة الزمنية:

عبارة عن علاقة بين متغيرين ، أحدهما متغير مستقل وهو الزمن ولنرمز له بالرمز (س) ويعبر عنه بمجموعة من الفترات الزمنية المتتالية أو المتتابعة (سنوات أو شهور أو أسابيع أو أيام ...) ومتغير آخر تابع ولنرمز له بالرمز (ص) وهو غالباً ما يكون أحد المتغيرات الاقتصادية الهامة مثل: (الإنتاج – الصادرات – الواردات – المبيعات .....) أى أن:

ص = د (س)

وتستخدم السلسلة الزمنية التاريخية فى تحديد شكل الاتجاه العام للظاهرة مع التوقع بإمتداد هذا الاتجاه العام فى المستقبل القريب حتى يمكن التنبؤ بالقيم المختلفة للظاهرة مستقبلاً.

#### عناصر السلسلة الزمنية:

يهدف تحليل السلسلة الزمنية إلى التعرف على حركة وسلوك الظاهرة في الماضى بعد تحديد عناصر أو مكونات السلسلة الزمنية والتغيرات التى تطرأ عليها أو تلازمها من حيث طبيعتها ومقدارها واتجاهها وتتلخص عناصر السلسلة الزمنية فيما يلى:

- Secular Trend الاتجاه العام (۱)
- (۲) التغيرات الموسمية Seasonal Variations
  - (٣) التغيرات الدورية (٣)
- Irregular Variations التغيرات العرضية (٤)

#### (۱) الاتجاه العام: Secular Trend

الاتجاه العام هو المسار العام للسلسلة الزمنية وفقاً للبيانات التاريخية عن الظاهرة والذي يعبر عن حركة البيانات على مدار فترة طويلة في الماضي والتي تبين الزيادة أو النقص أو الثبات من فترة لأخرى وهي التغيرات المنتظمة أو التي تبين عدم وجود أي علاقة أو اتجاه عام وهي تغيرات غير منتظمة ، وقد يكون الاتجاه العام خطى أو غير خطى ولكن ستقتصر دراستنا في هذا الباب على الاتجاه العام الخطى.

# Seasonal Variations التغيرات الموسمية:

وهى تغيرات منتظمة على فترات عادة أقل من سنة ، قد تكون يومية أو أسبوعية أو شهرية أو ربع سنوية أو نصف سنوية ، وعلى سبيل المثال فالمثلجات تباع في موسم الصيف أكثر من المواسم الأخرى واستهلاك الكهرباء في المنازل ليلاً أكثر من نهاراً وهكذا ....

# (٣) التغيرات الدورية:

هى تغيرات منتظمة على فترات عادة أكثر من سنة مثل فترات الرواج والكساد وهى تتم على فترات طويلة قد تصل إلى ١٠ سنوات أو أكثر حيث تتوقف على الظروف الداخلية للدولة والظروف الخارجية المحيطة بها.

# (٤) التغيرات العرضية: Irregular Variations

هى تغيرات غير منتظمة وغير متوقعة وتحدث نتيجة ظروف طارئة ومفاجئة مثل الحروب والزلازل والبراكين والغيضانات والأوبئة بحيث

يصعب التنبؤ بهذه التغيرات وتحديد حجمها ويطلق عليها عادة التغيرات العشوائية.

# نماذج تحليل السلاسل الزمنية:

يوجد عدة نماذج لتحليل السلاسل الزمنية عن طريق مكوناتها أو عناصرها الأربع السابقة ومن أهمها:

# ١ – نموذج حاصل الجمع:

وبمقتضاه تتحدد قيمة الظاهرة عند أى نقطة زمنية بحاصل جمع القيمة الاتجاهية عند هذه النقطة مضافاً إليها قيم التغيرات الموسمية والتغيرات الدورية والتغيرات العرضية ، وهذه العلاقة تعنى أن قيمة العناصر الأربعة مستقلة لا تتأثر ولا تؤثر في بعضها البعض.

#### ٢ - نموذج حاصل الضرب:

وبمقتضاه تتحدد قيمة الظاهرة عند أى نقطة زمنية بحاصل ضرب العناصر الأربعة (القيمة الاتجاهية والتغيرات الموسمية والتغيرات الدورية والتغيرات العرضية) ، والتغير في الاتجاه العام (العنصر الأول) هو الذي يتحدد بوحدات القياس الأصلية وباقى التغيرات (الموسمية والدورية والعرضية) تظهر كنسب مئوية من التغير العام في الاتجاه العام (بدون وحدات قياس) وبالتالى تعتبر التغيرات الأربع متغيرات غير مستقلة تؤثر في بعضها البعض ، ويعتبر نموذج حاصل الضرب هو الأكثر شيوعاً واستخداماً لأن نتائجه أكثر دقة.

وسنكتفى فيما يلى بدراسة طرق تحديد الاتجاه العام للسلسلة الزمنية (العنصر الأول) بالإضافة إلى دراسة تحليل التغيرات الموسمية (العنصر الثانى) كل على حدة أى دراسة كل عنصر على حدة مع عزل أو وقف تأثير تغيرات العناصر الأخرى.

# طرق تقدير الاتجاه العام للسلسلة الزمنية:

يتم تقدير الاتجاه العام للسلسلة الزمنية بمجموعة من الطرق نلخص أهمها فيما يلى:

# (١) الطريقة البيانية:

يتم تمثيل السنوات عادة على المحور الأفقى والقيم المختلفة للظاهرة على المحور الرأسى ، ويتم وضع أو تسجيل النقط التاريخية الفعلية للظاهرة على مدار الفترات الزمنية المختلفة وبتوصيل هذه النقط ببعضها البعض يظهر الشكل التاريخي للسلسلة الزمنية وعادة ما تكون سلسلة غير منتظمة ولتفادى الانكسارات المختلفة والقيم الشاذة الأخرى في المنحنى التاريخي يتم تمهيد خط مستقيم أو منحنى باليد بحيث يمر الخط أو المنحنى بأغلب النقط المختلفة للظاهرة ويتوسط باقي النقط الأخرى على مسافات متساوية تقريباً بحيث يكون عدد النقط فوق أو على يمين الخط المستقيم أو المنحنى مساوياً تقريباً لعدد النقط أسفل أو على يسار الخط المستقيم أو المنحنى وهذه الطريقة بالرغم من أنها تمتاز بالسهولة إلا أنها تعتمد على مهارة الباحث بالرسم وتعطى نتائج مختلفة من شخص لآخر.

# (٢) طريقة شبه المتوسطات (طريقة متوسطى نصفى السلسلة):

بمقتضاها يتم تقسيم بيانات السلسلة الزمنية إلى نصفين متتاليين ، ثم يتم حساب الوسط الحسابى لبيانات الظاهرة فى النصف الأول السلسلة وأيضاً الوسط الحسابى للنصف الثانى من السلسلة ويتم وضع قيم الوسطين الحسابيين على الرسم البيانى ويسجل كل وسط حسابى فى مركز أو منتصف نصف السلسلة ، ثم يرسم خط مستقيم يمر بالوسطين الحسابيين في فيتحدد خط الاتجاه العام ، وإذا كان عدد الفترات فردياً فيتم إهمال الفترة الوسطى أو الفترة الأولى أو الفترة الأخيرة وذلك حتى يصبح عدد الفترات زوجياً بحيث يتم تقسيمه إلى نصفين متساويين ، ويعيب هذه الطريقة أنها تعتمد على الأوساط الحسابية التى تتأثر بالقيم الشاذة وبالتالى يتأثر الخط المستقيم بهذه القيم الشاذة إذا كانت موجودة.

#### مثال:

فيما يلى بيان بالمبيعات السنوية بآلاف الجنيهات لإحدى المؤسسات التجارية خلال السنوات ٢٠٠٤ إلى ٢٠١٢

7.17	7.11	7.1.	۲٠٠٩	۲۸	۲٧	77	70	۲٠٠٤	السنة
19.	10.	١٣٠	11.	١	۸.	7	0	70	المبيعات

استخدم طريقة متوسطى نصفى السلسلة فى تحديد خط الاتجاه العام للسلسلة الزمنية السابقة

#### الحل:

نظرا لأن بيانات السلسلة الزمنية السابقة عن فترة ٩ سنوات وهو رقم فردى لذلك يمكن إهمال بيانات السنة الوسطى وهي سنة ٢٠٠٨

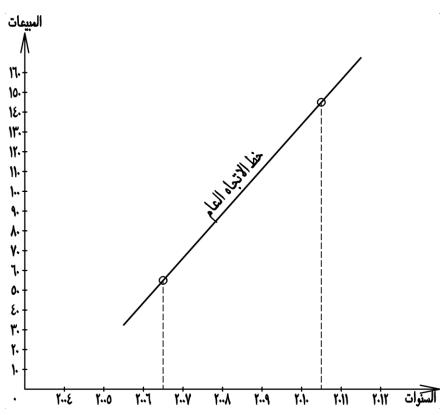
الوسط الحسابى البسيط لمبيعات السنوات الأربع الأولى

$$00 = \frac{11}{\xi} = \frac{1110 + 0.110}{\xi} = \frac{1110 + 0.110}{\xi}$$

الوسط الحسابى البسيط لمبيعات السنوات الأربع الأخيرة

$$150 = \frac{0.0}{5} = \frac{19.+10.+15.+11.}{5} =$$

ويتم تسجيل الوسطين الحسابيين السابقين عل الرسم البياني أمام منتصف كل فترة كما يلي:



# (٣) طريقة المتوسطات المتحركة:

إذا كانت البيانات التاريخية التى تعبر عنها السلسلة الزمنية أو خط الاتجاه العام تتعرض لذبذبات أو تغيرات غير منتظمة تتم على فترات زمنية شبة ثابتة وللتغلب على هذه الذبذبات يمكن حساب الوسط الحسابى للبيانات التاريخية لفترة معينة ويسجل الوسط الحسابى فى منتصف الفترة ، ثم نحذف بيانات الوحدة الأولى داخل الفترة ونُدخل بدلاً منها بيانات الوحدة الأولى من الفترة التالية لفترة الذبذبة ثم نحسب وسط حسابى جديد متحرك ونكرر هذه العملية لباقى البيانات المتتالية أو المتتابعة وبالتالى يكون لدينا فى النهاية سلسلة جديدة تتكون من المتوسطات المتحركة وتسجل هذه المتوسطات المتحركة على الرسم البيانى وبالتوصيل بينها يتحدد خط أو منحنى الاتجاه العام للسلسلة.

ويؤخذ على هذه الطريقة أن عدد القيم الاتجاهية يكون أقل من عدد القيم الأصلية كما لا توجد هناك دالة رياضية يمكن استخدامها في التنبؤ مستقبلاً.

# (٤) طريقة المربعات الصغرى:

بمقتضاها يتم توفيق خط مستقيم يتوسط البيانات التاريخية للسلسلة الزمنية ويعتبر الخط الأمثل الذي يتوسط النقط هو الذي يعطى أقل مجموع مربعات للانحرافات بين القيم الأصلية للبيانات التاريخية والقيم الجديدة الاتجاهية على الخط المستقيم الممهد ، وتتحدد معادلة الخط المستقيم الذي يحقق الشرط السابق بالمعادلة التالية:

ص = أ س + ب

حيث ص المتغير التابع ، س تمثل دائماً الفترات ، أ معامل انحدار الخط المستقيم أى ميل الخط المستقيم الذى يتحدد بظل الزاوية التى يصنعها الخط المستقيم مع الاتجاه الموجب لمحور السينات ، ب ثابت الانحدار وتمثل الجزء المقطوع من محور الصادات.

ويتم ايجاد قيم أ ، ب بحل المعادلتين التاليتين معاً:

- مجـ ص = أ مجـ س + ن ب
- مجـ س ص = أ مجـ س + ب مجـ س

وبحل المعادلتين السابقتين معا جبرياً يمكننا التوصل للقوانين التالية:

$$\frac{\dot{\nabla} \times A + w - w - A + w \times A + w}{\dot{\nabla} \times A + w - w - w \times A + w} = \dot{\nabla} \times A + w \times$$

## الطريقة المختصرة:

عند تحديد نقطة الأصل (سنة الأساس أو الوسط الفرضى) وكانت هى السنة أو الفترة الوسطى للبيانات إذا كان عدد السنوات فردياً أو منتصف الفترتين المركزيتين للبيانات إذا كان عدد السنوات زوجياً وذلك حتى يصبح مجموع قيم س = صفر أى أن مجسس = صفر.

وبالتعويض عن مجـ س = صفر في القوانين السابقة يمكن تبسيطها إلى ما يلي:

$$\frac{A + w - w}{Y} = \frac{A + w - w}{Y}$$

$$\frac{A + w - w}{Y} = \frac{A + w}{Y}$$

$$\frac{A + w - w}{Y} = \frac{A + w - w}{Y}$$

$$\frac{A + w - w}{Y} = \frac{A + w - w}{Y}$$

$$\frac{A + w - w}{Y} = \frac{A + w - w}{Y}$$

$$\frac{A + w - w}{Y} = \frac{A + w - w}{Y}$$

$$\frac{A + w - w}{Y} = \frac{A + w - w}{Y}$$

$$\frac{A + w - w}{Y} = \frac{A + w - w}{Y}$$

$$\frac{A + w - w}{Y} = \frac{A + w - w}{Y}$$

$$\frac{A + w - w}{Y} = \frac{A + w - w}{Y}$$

# مثال (١):

فيما يلى بيان بكمية الإنتاج بالطن لإحدى المصانع عن السنوات ٢٠٠٧ إلى ۲۰۱۳

7.17	7.17	7.11	7.1.	۲9	۲۸	۲٧	السنة
۲٧.	70.	۲.,	١٦.	١٢.	۸.	٤.	كمية الإنتاج

حدد معادلة خط الاتجاه العام للسلسلة الزمنية السابقة معتبراً سنة ٢٠٠٧ هي نقطة أصل (وسط فرضي) مع تحديد القيمة الاتجاهية والقيم الاتجاهية المخلصة من أثر الاتجاه العام ثم تنبأ بالإنتاج عام ٢٠١٦

#### الحل:

<u>م</u> ۲۰۰۰	^ _	س۲	س ص	m	ص	السنة
% <b>9</b> Y	٤١,٢	•	•	•	٤.	77
<b>%</b> 99	۸٠,٨	١	۸.	1	۸.	۲٠٠٨
<b>%</b> 99	۱۲۰,٤	٤	۲٤.	۲	١٢.	۲9
<b>%1</b>	١٦٠	٩	٤٨.	٣	١٦.	7.1.
۲,۰۰,۲٪	199,7	١٦	۸.,	٤	۲.,	7.11
11.5,0	749,7	70	170.	o	٠,	7.17
% <b>9</b> Y	۲۷۸,۸	٣٦	177.	7"	۲٧.	7.18
		91	٤٤٧.	71	117.	المجموع
		مج س	مج س ص	مج س	مج ص	

# نفرض أن معادلة خط الاتجاه العام هي:

$$\frac{\dot{\mathbf{x}} \times \mathbf{x} + \mathbf{w} - \mathbf{x} - \mathbf{x} \times \mathbf{x} + \mathbf{w}}{\dot{\mathbf{x}}} = \frac{\dot{\mathbf{x}} \times \mathbf{x} + \mathbf{w}}{\dot{\mathbf{x}}}$$

$$\dot{\mathbf{x}} \times \mathbf{x} + \mathbf{w} \times \mathbf{x} + \mathbf{w} \times \mathbf{x}$$

$$\dot{\mathbf{x}} \times \mathbf{x} + \mathbf{w} \times \mathbf{x} + \mathbf{w} \times \mathbf{x}$$

$$\Upsilon9,7 = \frac{117.\times11-22.\times1}{11\times11-21\times1} = 1$$

$$\overline{m}$$
  $= \overline{m} = 1$ 

$$\xi 1, \Upsilon = \frac{\Upsilon 1}{V} \times \Upsilon 9, \Upsilon - \frac{117}{V} = \frac{\Lambda}{0} \times 1 - \frac{\Lambda}{0} = \frac{\Lambda}{0}$$

.. معادلة خط الاتجاه العام للسلسلة الزمنية هي:

# القيم الاتجاهية ص:

القيم الاتجاهية للمتغير التابع ص ولنرمز لها بالرمز ص هى القيم الجديدة التى تم نقلها من القيم الأصلية (التاريخية) إلى خط الاتجاه العام ، وتنتج هذه القيم بالتعويض في معادلة الاتجاه العام التالية:

ويتم التعويض فى هذه المعادلة عن س بالانحرافات من صفر إلى ٧ (وهى الانحرافات بين السنوات الأصلية ونقطة الأصل) وذلك للحصول على القيم الاتجاهية المقابلة للقيم الأصلية كما يلى:

عندما س = صفر:

فإن ص = ٣٩,٦ = حسفر + ٤١,٢ = ٤١,٢

عندما س = ١:

 $\Lambda \cdot , \Lambda = \xi 1, \Upsilon + 1 \times \Upsilon 9, \Upsilon = \hat{\omega}$ فإن  $\hat{\omega}$ 

عندما س = ۲:

فإن ص = ۲۰۰۶ × ۲ + ۲۲ و ا

وهكذا يتم التعويض عن m = 7 ثم 3 ثم ٥ ثم ٦ ثم ٧ وتسجل النتائج فى الجدول السابق فى عمود ( $\hat{\omega}$ ) كما يمكن إضافة أو جمع أعلى أى قيمة التجاهية لإيجاد القيمة الاتجاهية التالية وهكذا.

وللوصول للقيم الاتجاهية المخلصة من أثر الاتجاه العام (القيم الاتجاهية المعدلة) ننسب القيم الأصلية للقيم الاتجاهية المناظرة ونحولها لنسبة مئوية

بالضرب في ١٠٠ فتتحدد الخانة الأخيرة في الجدول السابق عمود  $\left(\frac{\omega}{\hat{c}} \times 1.0.\right)$ 

# التنبؤ بالإنتاج عام ٢٠١٦

س = السنة المطلوبة - نقطة الأصل

$$9 = 7 \cdot \cdot \vee - 7 \cdot 17 =$$

# حل آخر باستخدام الطريقة المختصرة:

سنقوم بإعادة حل المثال السابق بطريقة أخرى مختصرة وذلك بنقل نقطة الأصل أو الوسط الفرضى إلى السنة الوسطى وهي ٢٠١٠ كما يلى:

<u>ص</u>	^ ص	س۲	س ص	m	ص	السنة
% <b>9</b> Y	٤١,٢	٩	17	٣-	٤.	77
<u>%</u> 99	۸٠,٨	٤	۱٦	۲-	۸.	۲۸
<b>%</b> 99	۱۲۰,٤	١	17	1-	١٢.	۲9
<b>%1</b>	7	صفر	صفر	صفر	7	7.1.
۲,۰۰,۲	199,7	١	۲.,	1	۲.,	7.11
11.5,0	749,7	٤	0	۲	70.	7.17
% <b>9</b> Y	۲٧٨,٨	٩	۸۱.	٣	۲٧.	7.18
		۲۸	111.	صفر	117.	المجموع
		مج س	مج س ص	مج س	مج ص	

ونظراً لأن مجـ س = صفر تختصر القوانين السابقة لإيجاد أ ، ب كما يلى:

$$17. = \frac{117.}{v} = \frac{\alpha}{0} = \frac{\alpha}{0} = \frac{117.}{v}$$

.: ص = ۳۹٫٦ س + ۱٦٠

#### التتبؤ بالإنتاج عام ٢٠١٦

س = السنة المطلوبة - نقطة الأصل

$$7 = 7.1. - 7.17 =$$

وهي نفس الإجابة السابقة تماماً

وللوصول للقيم الاتجاهية (صُ) يتم التعويض في معادلة الاتجاه العام ص = 7,7 س + 17.4 عن س بالقيم من -7 إلى +7 ينتج العمود السادس صُ وهو لا يختلف عما توصلنا إليه عند الحل بالطريقة المطولة وبالتالى لا يختلف العمود الأخير  $\frac{0}{2}$  ×  $\frac{0}{2}$  ×  $\frac{0}{2}$ 

# مثال (۲):

حدد معادلة الاتجاه العام للسلسلة الزمنية التالية ثم تنبأ بالصادرات المتوقعة عام ٢٠١٥

7.17	7.17	7.11	۲.۱.	۲9	۲۸	۲٧	۲۲	السنة
٥,	٤٠	47	70	۲.	١٨	١٢	•	الصادرات بالمليون ج

الحل:

#### الطريقة المختصرة:

<u>ص</u> ۲۰۰۰	ص م	س ص	س	<i>س</i>	ص	السنة
1,100,77	٦,٤٢	V • -	٤٩	٧-	١.	۲٠٠٦
<b>%1,1</b> Y	11,91	٦ ٠-	70	0-	١٢	۲٧
<b>٪۱۰۲,٦۲</b>	١٧,٥٤	٥٤-	٣	٣-	١٨	۲۸
%A7,A0	77,1.	۲	1	<b>\</b> -	٠,	79
%AV,Y٣	۲۸,٦٦	70	١	١	70	7.1.
%9 <b>%</b> ,01	٣٤,٢٢	97	٥	٣	27	7.11
%1··,00	٣٩,٧٨	۲.,	70	0	٤٠	7.17
٪۱۱۰,۲۸	٤٥,٣٤	40.	٤٩	<b>Y</b>	٥.	7.18
		٤٦٧	١٦٨	صفر	۲.٧	المجموع
		مج س ص	مج س۲	مج س	مج ص	

#### ملاحظات على الجدول السابق:

اعتبرنا نقطة الأصل (الوسط الفرضى) منتصف عامى ٢٠٠٩، ٢٠٠٩، (السنتان المتوسطتان) وليكن حسابياً الوسط الفرضى هو ٢٠٠٩، ، قكانت الانحر افات بين ٢٠٠٩، وجميع السنوات الأخرى كما يلى:

7.17	7.17	7.11	۲۰۱۰	۲9	۲۸	۲٧	77	السنة
٣,٥	۲,٥	١,٥	٠,٥	٠,٥-	1,0-	۲,٥-	٣,٥-	الانحر افات

وللتخلص من الكسور نضرب الانحرافات الكسرية السابقة في الرقم ٢ فتصبح:  $- \lor , - \lor , - \lor , - \lor$ 

$$\Upsilon, V\Lambda = \frac{17}{17} = \frac{1}{\gamma}$$
 حیث أ $= \frac{1}{\gamma}$ 

## التنبؤ بالإنتاج عام ٢٠١٥

$$11 = (7..9,0 - 7.10) T =$$

ن ص  $= 1.7 \times 1.1 + 1.0$  ملیون جنیه  $\therefore$ 

#### الدليل الموسمى:

تحديد خط الاتجاه العام في ظل التقلبات الموسمية:

كثير من الظواهر تخضع لتقلبات موسمية منتظمة على فترات أقل من سنة ويمكن التنبؤ بها وحسابها بدقة استناداً للتحرك المنتظم لهذه التقلبات على مدار فترات زمنية طويلة في الماضي ، وهذه التقلبات قد تكون يومية أو أسبوعية أو شهرية أو ربع سنوية أو نصف سنوية ، وللأخذ في

الاعتبار تأثير هذه التقلبات على خط الاتجاه العام يمكن توضيحها من خلال المثال التالى:

#### مثال:

فيما يلى قيمة الإنتاج بالألف جنيه لإحدى الشركات الصناعية خلال الفترات الربع سنوية للأعوام ٢٠١٢، ٢٠١٣ ، ٢٠١٤

	۲.	١٤		7.18			7.17				السنة	
الرابع	الثالث	الثاني	الأول	الرابع	الثالث	الثاني	الأول	الرابع	الثالث	الثاني	الأول	الربع
٥,	٣٣	٤٠	70	٤٠	70	٣٥	10	۳.	10	۲.	۱۲	الانتاج

#### المطلوب:

- ١. تحديد معادلة خط الاتجاه العام للسلسلة الزمنية السابقة
- ٢. حساب القيم الاتجاهية والقيم الاتجاهية المخلصة من أثر الاتجاه العام
  - ٣. إعداد الدليل الموسمى
  - ٤. التنبؤ بقيمة الإنتاج الربع سنوى المتوقع خلال عام ٢٠١٥

#### الحل:

تحديد معادلة خط الاتجاه العام:

<u>س</u> ۲۰۰۰ ×	۰ م	س ۲	س ص	س	ص	الربع	السنة
<b>%</b> \7,779	17,91	•	•	•	١٢	الأول	
%1Y+,9YY	17,077	١	۲.	١	۲.	الثاني	J (J
%VA,T1T	19,108	٤	٣.	۲	10	الثالث	7.17
%\ <b>٣</b> ٧,٧٦٦	71,777	٩	٩.	٣	٣.	الرابع	
%71,£A	75,391	١٦	٦.	٤	10	الأول	
119,082	۲٧,٠٢	70	140	٥	30	الثاني	4.14
%\£,\£.	79,757	47	10.	٦	70	الثالث	7.17
%17 <b>٣</b> ,9 <b>٧</b> ٧	٣٢,٢٦٤	٤٩	۲۸.	٧	٤٠	الرابع	
%V1,77Y	٣٤,٨ <b>٨٦</b>	٦٤	۲.,	٨	70	الأول	
11.7,755	TY,0.A	٨١	٣٦.	٩	٤.	الثاني	<b>.</b>
%AY,Y٣٣	٤٠,١٣	١	۳٣.	١.	44	الثالث	7.15
1117,908	٤٢,٧٥٢	171	00.	11	٥,	الرابع	
		0.7	7750	٦٦	٣٤.		المجموع
		مج س	مج س ص	مج س	مج ص		

#### ملاحظة:

اعتبرنا الربع الأول لعام ٢٠١٢ هو نقطة الأصل (الوسط الفرضى) وتم طرحه من باقى الفترات الربع سنوية فكانت الانحرافات على الترتيب:

، ، ، ، ، ، ، ، ، ، ، ، ، ، ، ، ا كما يمكن الحل بالطريقة المختصرة باعتبار منتصف المسافة بين الربع الثانى والثالث لعام ٢٠١٣ هى نقطة الأصل (الوسط الفرضى) ونظراً لأن عدد الفترات الربع سنوية عدد زوجى (١٢ ربع) فتكون الانحرافات على الترتيب: -١١ ، -٩ ، -٧ ، .... ، +١١

وبفرض أن معادلة خط الاتجاه العام هي:

$$\frac{\text{ن} \times \text{مج} \, \text{w} \, \text{o} - \text{مج} \, \text{w} \times \text{مج} \, \text{o}}{\text{v}}$$
 المج  $\text{v} \times \text{o} \times \text{o} \times \text{o}$ 

$$\frac{7! \times 0377 - 77 \times 017}{11 \times 10 - 011 \times 17} =$$

$$Y,7YY = \frac{20..}{1/17} = \frac{YY22.-Y792.}{2707-7.44} =$$

$$\overline{m}$$
  $=\overline{m}$   $=$   $m$ 

$$\frac{77}{17} \times 7,777 - \frac{75}{17} = \frac{4}{17} \times 1,777 - \frac{75}{17} = \frac{17}{17} \times 1,777 - \frac{17}{17} = \frac{17}{17} \times 1,777 - \frac{17}{17}$$

$$17,91 = 15,577 - 74,777 =$$

.: معادلة خط الاتجاه العام للسلسلة الزمنية هي:

$$17,91 + _{\omega} 7,777 = _{\omega}$$

# تحديد القيمة الاتجاهية ص:

بالتعویض فی معادلة خط الاتجاه العام  $\hat{\omega} = 7,777$  س + 17,91 عن س بالانحرافات من ، ، ، ، ، ، ، ، الى ۱۱ على التوالى نجد أن  $\hat{\omega}$  هى 17,91 ، ۲,07۲ ، ۱۹,10٤ ، ..... إلى 27,٧٥٢

#### إعداد الدليل الموسمى:

يتكون الدليل الموسمى من القيم الاتجاهية المخلصة من أثر الاتجاه العام (المعدلة) على أساس وضع رقم واحد متوسط أمام كل ربع (الوسط الحسابي البسيط للقيم الاتجاهية المخلصة) كما يلي:

الدليل الموسمي	محمد ع القدمة	ر الاتجاه العام	المخلصة من أث	القيمة الاتجاهية	القيم الاتجاهية
التين التوسيي //	للبنوع عيد الاتجاهية	۲۰۱٤ ٪	۲۰۱۳ ٪	۲۰۱۲ ٪	الربع
V٣,1٣V	719,511	/\ \\\\\	٦١,٤٨	\7,Y79	الأول
119,007	TOV,100	1.7,722	179,082	17.,977	الثاني
۸۱,٦۲۹	<b>۲٤٤,۸</b> ٨٦	۸۲,۲۳۳	۸٤,٣٤	٧٨,٣١٣	الثالث
177,777	٣٧٨,٦٩٧	117,908	177,977	187,777	الرابع
٤٠٠,٠٥			المجموع		

حيث مجموع الدليل الموسمى = ... × عدد الفترات في السنة = ... × × = ... × × = ...

وفى حالة اختلاف المجموع الفعلى فى هذا المثال عن ٤٠٠٪ فيتم إجراء تعديل للقيم عن طريق معامل تصحيح أو تعديل وذلك بقسمة ٤٠٠٪ ÷ المجموع الفعلى أى أن:

معامل تصحیح الدلیل الموسمی =  $\frac{\cancel{5.0}}{\cancel{5.00}} = \cancel{5.00}$  معامل تصحیح الدلیل الموسمی

# الدليل الموسمى المعدل:

الدليل الموسمى المعدل المطلق	الدليل الموسمى المعدل %	الربع
٠,٧٣١٢٨	$\forall \forall $	الأول
1,19.77	119,. TV = .,999AV0 × 119,.07	الثانى الثالث
٠,٨١٦١٩	$A1,719 = .,999AV0 \times A1,779$	الرابع
1,77717	$177,777 = .,999AV0 \times 177,777$	'بر بن
٤	٤ • •	المجموع

 $\frac{1}{2}$  ويتحدد الدليل الموسمى المعدل المطلق =  $\frac{1}{2}$ 

التنبؤ بقيمة الانتاج الربع سنوى المتوقع عام ٢٠١٥

الانتاج المتوقع عام ۲۰۱۵ $\hat{\omega} = (7,777) \times \text{الدليل الموسمى المعدل المطلق}$	الربع
	الأول
$0 \lor, 1 \lor  = 1, 1 \lor, V \lor (1 \lor, 9 \lor + 1 \lor  \lor, 7 \lor 7) = \hat{0}$	الثاني
	الثالث
$\exists \forall, 19 \forall = 1, 77717 \times (17,91 + 10 \times 7,777) = \hat{\Box}$	الرابع

ملاحظة: تم التعويض عن س بالانحرافات بين الفترات الربع سنوية لعام ٢٠١٥ ونقطة الأصل وهي الربع الأول لعام ٢٠١٢ أي بالانحرافات ١٢ ، ١٣ ، ١٤ ، ١٥ ،

## تمارين على الباب الخامس

(۱) البيان التالى يبين الأرباح السنوية الصافية بآلاف الجنيهات لإحدى الشركات:

۲۲	70	۲٠٠٤	7	77	۲١	۲	السنة
٣٥.	798	750	۲۰۱,۳	178,9	١٤٨,٣	150,5	الأرباح

#### المطلوب:

أ - حدد معادلة خط الاتجاه العام للسلسلة الزمنية السابقة

ب- حدد القيم الاتجاهية المخلصة من أثر الاتجاه العام

ج - نتبأ بصافى الأرباح عام ٢٠٠٧ ، عام ٢٠١٢

(٢) البيان التالى يمثل المبيعات السنوية الصافية بآلاف الجنيهات لإحدى الشركات:

								السنة
٦٩.	772	٥٧.	٥.٨	٤٤٦	٤٠٣	770	٣٤.	المبيعات

#### المطلوب:

أ - حدد معادلة خط الاتجاه العام للسلسلة الزمنية السابقة

ب- حدد القيم الاتجاهية المخلصة من أثر الاتجاه العام

ج - تتبأ بالمبيعات السنوية المتوقعة عام ٢٠١١ ، عام ٢٠١٢

(٣) فيما يلى بيان بالواردات من المواد الخام لإحدى الصناعات الثقيلة بالمليون جنبه:

7.1.	۲9	۲۸	٧٧	۲۲	۲٠٠٥	۲٠٠٤	۲۳	۲۲	السنة
۲٤.	۲.,	۲۲.	١٨٥	1 7 0	10.	١٦٨	1 2 .	170	الو ار دات

#### المطلوب:

- أ استخدم طريقة متوسطى نصفى السلسلة فى تحديد الاتجاه العام ببانباً
- ب- استخدم طريقة المتوسطات المتحركة على أساس ٣ سنوات ثم على أساس ٤ سنوات ثم على أساس ٦ سنوات في تحديد الاتجاه العام بيانياً
- (٤) فيما يلى بيان بالمبيعات الربع سنوية بملايين الجنيهات لإحدى الشركات الصناعية خلال عامي ٢٠١٣:

7.15								
الرابع	الثالث	الثاني	الأول	الرابع	الثالث	الثاني	الأول	الربع
١٧.	70	١٢.	Λo	1 80	٤٥	90	0	المبيعات

#### المطلوب:

- أ تحديد معادلة خط الاتجاه العام للسلسلة الزمنية السابقة
  - ب- تحديد القيم الاتجاهية المخلصة من أثر الاتجاه العام
    - ج- إعداد الدليل الموسمي
- د احسب المبيعات الربع سنوية المتوقعة خلال عام ٢٠١٦

# الباب السادس الأرقام القياسية Index Numbers

#### الرقم القياسي:

رقم يعبر عن التغير في ظاهرة معينة بين فترتين مختلفتين أو بين مكانين مختلفين ، ويساعد الرقم القياسي متخذى القرار في المشروعات المختلفة في تحليل البيانات التاريخية الخاصة بالوظائف المختلفة داخل المشروع وفي رسم الخطط ووضع السياسات ، ومن ثم الرقابة والمتابعة للنتائج المختلفة داخل المشروع.

ويشمل الرقم القياسى بيانات تاريخية عن نشاط أو وظيفة أو سلعة معينة أو محموعة متجانسة من السلع والخدمات تدخل في تركيب الأرقام القياسية.

والرقم القياسى مقياس نسبى لا يتأثر بوحدات القياس ويتوقف على الاختيار المناسب للأساس سواء كان فترة زمنية أو مكان حيث يشترط أن يتميز الأساس بالاستقرار الاقتصادى والظروف الطبيعية ، وتعتبر الأرقام القياسية للأسعار والكميات هي الأكثر شيوعاً واستخداماً.

وستتم در استنا في هذا الباب بالتطبيق على الأسعار والكميات مع استخدام الرموز التالية:

فترة المقارنة	فترة الأساس	المتغير
ع،	ع.	الأسعار
ك ،	ك.	الكميات

# أنواع الأرقام القياسية:

# أولاً: المناسيب:

# (١) المناسيب المستقلة البسيطة:

Price Relative 
$$1... \times \frac{1^{\xi}}{1 - \alpha} = \frac{1}{\alpha} = \frac{1}{\alpha}$$

Quantity Relative 
$$1 \cdot \cdot \times \frac{1}{2} = \frac{2}{4}$$
 ويا الكمية  $= \frac{2}{4}$  منسوب الكمية  $= \frac{2}{4}$ 

Value Relative 
$$1 \cdot \cdot \cdot \times \frac{\ddot{b}}{-} = \frac{\ddot{b}}{a} = -\frac{\ddot{b}}{a}$$
 ق.

# مثال:

بات	الكمب	عار	الأس	السلعة
۲٠٠٦	70	77	70	
٨	٥	17.	۸.	قمح
٩	٦	٩.	٦.	قطن
٧	٤	٥,	٤٠	ذرة

#### المطلوب:

حساب مناسيب الأسعار ومناسيب الكميات ومناسيب القيمة لكل سلعة مستقلة

# الحل:

مناسيب الأسعار:

$$\frac{77}{3} = \frac{77}{100} \times \frac{77}{100} = \frac{77}{100}$$

$$A_{3\gamma} = \frac{1}{7} \times \dots = 1 \times 10^{10}$$

$$\gamma_{3} = \frac{1}{2} \times \dots \times \frac{1}{2} = \frac{1}{2}$$

مناسيب الكميات:

$$\frac{1}{2}$$

$$\frac{9}{1}$$

$$\frac{1}{2}$$
\frac{1}{2} \text{1 \text{ \frac{1}{2}}} = \frac{1}{2} \

مناسيب القيم:

$$\gamma_{\tilde{\mathfrak{G}}_{\gamma}} = \frac{\mathfrak{d}_{\gamma}}{1 \times r} \times \dots = \frac{\mathfrak{d}_{\gamma}}{1 \times r}$$

$$''$$
۲۱۸,۷٥ = ۱۰۰ ×  $\frac{\forall \times \circ \cdot}{\exists \times \exists \cdot}$  = ق

# (٢) المناسيب التجميعية البسيطة:

# أ - الوسط الحسابي البسيط للمناسيب:

$$\frac{a+a}{b}$$
 الوسط الحسابى لمناسيب الأسعار =  $\frac{a+a}{b}$ 

# حل المثال السابق:

الوسط الحسابي لمناسيب الأسعار = 
$$\frac{170+100+700}{\pi}$$
 =  $\frac{170+100+700}{\pi}$ 

$$171, V = \frac{170+100+170}{\pi} = \frac{170+100+170}{\pi}$$
 الوسط الحسابي لمناسيب الكميات

$$102,00$$
 =  $\frac{110.00+110+110}{m}$  =  $100.000$  الوسط الحسابي لمناسيب القيم

# ب- الوسط الهندسي البسيط للمناسيب:

الوسط الهندسي البسيط لمناسيب الأسعار = 
$$\sqrt{\frac{x}{3}}$$
 م  $\times$  م  $\times$  م  $\times$  الوسط الهندسي البسيط لمناسيب الأسعار =  $\sqrt{\frac{x}{3}}$ 

الوسط الهندسي البسيط لمناسيب القيم= 
$$\sqrt{\frac{x}{a} \times \frac{x}{a}}$$
 قن

و لإيجاد الجذر النونى لأياً من الأوساط الهندسية البسيطة السابقة يتم بالآلة الحاسبة وذلك برفع الجذر النونى كما يلى:

$$\frac{1}{\sqrt{c}}$$
 الوسط الهندسي البسيط لمناسيب الأسعار =  $\left(\begin{array}{ccc} a & \times & a \\ a & \times & a \end{array}\right)$ 

ويتم إيجاد المقدار السابق باستخدام الآلة الحاسبة وتسجيل الأس بعد الضغط على الزر  $x^y$  أو يتم حساب الوسط الهندسي البسيط باللوغاريتمات حيث:

ويتم إيجاد اللوغارتيمات عن طريق الجداول أو باستخدام الآلة الحاسبة بالضغط على الزر  $\frac{10^{x}}{10^{x}}$  ثم الناتج النهائي يسجل على الآلة و لإلغاء لو نضغط على الزر

#### حل المثال السابق:

الوسط الهندسى البسيط لمناسيب الأسعار = 
$$\sqrt[n]{170 \times 100 \times 100}$$
 لو هـ =  $\frac{1}{7}$  (لو ۲۰۰ + لو ۱۵۰ + لو ۱۲۵)

$$(7, \cdot 9791 + 7, 1 \lor 7 \cdot 9 + 7, \% \cdot 1 \cdot \%) \frac{1}{\%} =$$

$$l_{e} = \frac{1}{r} \left( l_{e} \cdot 171 + l_{e} \cdot 101 + l_{e} \cdot 101 \right)$$

$$(\Upsilon, \Upsilon \xi \Upsilon \cdot \xi + \Upsilon, \Upsilon \vee \Upsilon \cdot Q + \Upsilon, \Upsilon \cdot \xi ) \Upsilon ) \frac{\gamma}{\pi} =$$

الوسط الهندسى البسيط لمناسيب القيم = 
$$\sqrt[n]{771 \times 770 \times 770}$$
 لو هـ =  $\frac{1}{\pi}$  (لو  $771 +$  لو  $770 +$  لو  $770$ 

$$(7,77990 + 7,7071 + 7,0.010) \frac{1}{7} =$$

7,799.9 =

// Yo,778 = \_a ∴

## (٣) المناسيب التجميعية المرجحة:

## أ - الوسط الحسابي المرجح للمناسيب:

$$\frac{A_{3}}{A_{3}} \times e^{A_{3}}$$
 الوسط الحسابى المرجح لمناسيب الأسعار =  $\frac{A_{3}}{A_{3}}$ 

$$\frac{A_{0}}{A_{0}} \times e^{A_{0}}$$
 الوسط الحسابى المرجح لمناسيب الكميات =  $\frac{A_{0}}{A_{0}}$ 

 $\frac{A_{\alpha_{0}} \times e}{A_{\alpha_{0}} \times e} = \frac{A_{\alpha_{0}} \times e}{A_{\alpha_{0}} \times e}$ مجو مجو حیث و عبارة عن الوزن أو الترجیح

## حل المثال السابق:

احسب الوسط الحسابى المرجح لمناسيب الأسعار بالكميات في سنة الأساس

#### الحل:

الوسط الحسابي المرجح لمناسيب الأسعار بالكميات في سنة الأساس ٢٠٠٥

$$=\frac{\cdots \times \circ + \cdot \circ (\times \digamma + \circ 7 f \times 3)}{\circ + \digamma + 3}$$

$$\frac{\Upsilon\xi\cdot\cdot}{10} = \frac{0\cdot\cdot+9\cdot\cdot+1\cdot\cdot\cdot}{\xi+7+0} =$$

/ \lambda =

كما يمكن حساب الوسط الحسابى لمناسيب الأسعار المرجح بكميات سنة المقارنة أو بالقيم في سنة الأساس أو سنة المقارنة.

كما يمكن ترجيح مناسيب الأسعار بعدد العمال أو بساعات العمل و هكذا..

#### ب- الوسط الهندسي المرجح للمناسيب:

الوسط الهندسي المرجح لمناسيب الأسعار

$$= \sqrt{\begin{vmatrix} a_{1} & b_{1} & b_{2} & b_{3} \\ b_{1} & b_{2} & b_{3} & b_{4} & b_{5} \\ b_{2} & b_{3} & b_{4} & b_{5} \end{vmatrix}}$$

الوسط الهندسي المرجح لمناسيب الكميات

الوسط الهندسي المرجح لمناسيب القيم

$$= \sqrt{\frac{e^{i}}{\tilde{e}_{i}} \times ... \times \tilde{e}_{i}}$$

ولإيجاد الجذر النونى لأياً من الأوساط الهندسية المرجحة السابقة يتم بالآلة الحاسبة وذلك برفع الجذر النونى وباستخدام اللوغاريتمات كما يلى: الوسط الهندسى المرجح لمناسب الأسعار:

$$= \frac{1}{\alpha + e} \left( e_{\gamma} \log \alpha + e_{\gamma} \log \alpha + \cdots + e_{0} \log \alpha \right)$$

#### حل المثال السابق:

احسب الوسط الهندسى لمناسيب الأسعار المرجح بكميات سنة الأساس ٢٠٠٥

#### الحل:

الوسط الحسابي المرجح لمناسيب الأسعار بالكميات في سنة الأساس ٢٠٠٥

$$= \sqrt{\begin{vmatrix} \frac{e^{i}}{4} & \frac{e^{i}}{4} & \frac{e^{i}}{4} \\ \frac{e^{i}}{4} & \frac{e^{i}}$$

$$= \sqrt[3]{..7^{\circ} \times .01^{7} \times 071^{3}}$$

$$\log \omega = \frac{1}{01} (0 \log ..7 + 7 \log .01 + 3 \log .07)$$

$$(\Upsilon, \cdot 9791 \times \xi + \Upsilon, 1 \vee 7 \cdot 9 \times 7 + \Upsilon, \Upsilon \cdot 1 \cdot \Upsilon \times 0) \frac{1}{10} =$$

7,19777 =

// 10 ∨, ۲ ₹ 1 = \_\_a ...

ثانياً: الأرقام القياسية التجميعية:

#### (١) الرقم القياسي التجميعي البسيط:

مج ك 
$$\frac{1}{1}$$
 الرقم القياسى التجميعى البسيط للكميات  $=$   $\frac{1}{1}$  مج ك  $\frac{1}{1}$ 

الرقم القياسى التجميعى البسيط للقيم = 
$$\frac{-\infty}{1000}$$
 الرقم القياسى التجميعى البسيط للقيم =  $\frac{-\infty}{1000}$ 

## (٢) الأرقام القياسية التجميعية المرجحة:

سنقوم بالتطبيق على الأرقام القياسية التجميعية المرجحة للأسعار فقط ويستطيع الدارس التطبيق بالمثل على الكميات أو القيم.

## أ - الرقم القياسي التجميعي للأسعار المرجح بكميات سنة الأساس:

## ب- الرقم القياسي التجميعي للأسعار المرجح بكميات سنة المقارنة:

مجع کے کی اس Pasche Index = Pasche Index رقم باش

ج – الرقم القياسى التجميعى للأسعار المرجح بالوسط الحسابى لكميتى الأساس والمقارنة) أو المرجح بالوسط الهندسى:

رقمی مارشال و ادجورث Marshal – Edgeworth Index

الرقم القياسى التجميعى للأسعار المرجح بالوسط الحسابى لكميتى  $\frac{1}{1}$   $\times \frac{1}{1}$   $\times \frac{1$ 

الرقم القياسى التجميعى للأسعار المرجح بالوسط الهندسى لكميتى 
$$\frac{\sqrt{\frac{(b. b.)}{(b. b.)}}}{\sqrt{\frac{(b. b.)}{(b. b.)}}} \times 1 \cdot 1 \cdot 1$$

## د – الوسط الحسابي البسيط لرقمي لاسبير و باش (رقم دوربش وبالي) (Dorpish – Pally Index):

$$= \left\{ \frac{\alpha + \beta_1}{\alpha + \beta_2} \stackrel{\text{left}}{\stackrel{\text{left}}{\overset{\text{left}}}{\overset{\text{left}}{\overset{\text{left}}{\overset{\text{left}}{\overset{\text{left}}{\overset{\text{left}}{\overset{\text{left}}{\overset{\text{left}}{\overset{\text{left}}}{\overset{\text{left}}{\overset{\text{left}}}{\overset{\text{left}}{\overset{\text{left}}}{\overset{\text{left}}}{\overset{\text{left}}}{\overset{\text{left}}{\overset{\text{left}}}{\overset{\text{left}}{\overset{\text{left}}}{\overset{\text{left}}}{\overset{\text{left}}}{\overset{\text{left}}}{\overset{\text{left}}}{\overset{\text{left}}}{\overset{\text{left}}}{\overset{\text{left}}}{\overset{\text{left}}}{\overset{\text{left}}{\overset{\text{left}}}{\overset{\text{left}}}{\overset{\text{left}}}{\overset{\text{left}}}{\overset{\text{left}}}{\overset{\text{left}}}}{\overset{\text{left}}}{\overset{\text{left}}}{\overset{\text{left}}}{\overset{\text{left}}}{\overset{\text{left}}}}{\overset{\text{left}}}{\overset{\text{left}}}{\overset{\text{left}}}}{\overset{\text{left}}}{\overset{\text{left}}}}{\overset{\text{left}}}{\overset{\text{left}}}}{\overset{\text{left}}}{\overset{\text{left}}}}{\overset{\text{left}}}}}}}}}}}}}}}}}}}}}}}}}}}}}}$$

# هـ - الوسط الهندسى البسيط لرقمى لاسبير و باش (رقم فيشر الأمثل) (Irving Fisher Index – Ideal Index):

#### مثال:

فيما يلي أسعار وكميات مجموعة من السلع في سنتي ٢٠١١ ، ٢٠١٢

۲.	17	۲.	11	الغلة
كميات	أسعار	كميات	أسعار	العله
١٢	٧٥	١.	٥,	قطن
٩	٥,	٨	٣.	قمح
٧	١٦	٥	١.	ذرة

#### المطلوب:

حساب الرقم القياسى التجميعى البسيط للأسعار والأرقام التجميعية المرجحة للأسعار.

#### الحل:

	ع اك.							
9	٧٥٠	·	٥.,	١٢	٧٥	١.	٥,	قطن
٤٥٠	٤٠٠	۲٧.	7 2 .	٩	٥,	٨	٣.	قمح
117	۸.	٧.	٥٠	٧	١٦	0	١.	ذرة
1577	174.	9 £ •	٧٩.	۲۸	1 2 1	77	٩.	المجموع

ع, ٧ <u>ك.ك</u> ,	ع. ٧ ك.ك.	ع،(ك.+ك،)	ع.(ك.+ك.)	الغلة
۲,۱۲۸	٥٤٧,٧	170.	11	قطن
٤٢٤,٣	705,7	٨٥٠	01.	قمح
9 £, ٧	٥٩,٢	197	١٢.	ذرة
188.7	۸٦١,٥	7797	۱۷۳۰	المجموع

$$1/107,77 = 1 \cdot \cdot \times \frac{151}{9} =$$

۲- الرقم القياسى التجميعى للأسعار المرجح بكميات سنة الأساس
 (رقم لاسبير):

$$\frac{2}{\sqrt{100}} = 1.. \times \frac{14.}{\sqrt{100}} = 1.. \times \frac{14.}{\sqrt{100}} = \frac{14.}{\sqrt{10$$

۳- الرقم القياسى التجميعى للأسعار المرجح بكميات سنة المقارنة (رقم پاش):

$$1... \times \frac{1}{1} = \frac{1}{1} \times ... \times \frac{1}{1} = \frac{1}{1} \times \frac$$

$$1/100,000 = 1... \times \frac{1577}{95.} =$$

٤- الرقم التجميعي للأسعار المرجح بمجموع كميتي الأساس والمقارنة
 (الوسط الحسابي البسيط - رقم مارشال و إدجورث)

$$1/100, 1. = 1.. \times \frac{1191}{1100} =$$

الرقم القياسى التجميعى للأسعار المرجح بالوسط الهندسى البسيط
 لكميتى الأساس و المقارنة (رقم مارشال و إدجورث)

$$\frac{175.0}{4.00,717} = 1... \times \frac{175.0}{471.55} = 1... \times \frac{175.00}{4.000,717} = \frac{175.00}{4.000} = \frac{175.00}{$$

٦- الوسط الحسابي لرقمي لاسپير و پاش (رقم دورپش و پالي)

۷- الوسط الهندسى البسيط لرقمى لاسپير و پاش (الرقم القياسى الأمثل افيشر)

$$| - \frac{\sqrt{2} \cdot 2}{\sqrt{2}} \times \frac{\sqrt{2} \cdot 2}{\sqrt{2}} \times \frac{\sqrt{2} \cdot 2}{\sqrt{2}}$$

$$| - \frac{2}{\sqrt{2}} \cdot 2} \times \frac{\sqrt{2} \cdot 2}{\sqrt{2}} \times \frac{\sqrt{2} \cdot 2}{\sqrt{2}} = \frac{2}{\sqrt{2}} \times \frac{\sqrt{2}}{\sqrt{2}} = \frac{2}{\sqrt{2}} \times \frac{2}{\sqrt{2}} = \frac{2}{\sqrt{2}} = \frac{2}{\sqrt{2}} = \frac{2}{\sqrt{2}} \times \frac{2}{\sqrt{2}} = \frac{2}{\sqrt$$

## ثالثاً: الأرقام القياسية للسلسلة الزمنية:

إذا كان لدينا سلسلة زمنية لإحدى الظواهر الاقتصادية والمطلوب تحليل هذه السلسلة باستخدام الأرقام القياسية ، لذلك سنقوم أولاً بتحديد سنة الأساس المناسبة وفي هذا الصدد نكون بصدد نوعين من الأساس:

## (١) الأساس الثابت:

بمقتضاه نختار سنة واحدة طبيعية خالية من أى ظروف اجتماعية أو سياسية أو اقتصادية أو غير عادية مثل (الحروب والثورات والزلازل والأوبئة ...) وتعتبر سنة الأساس ثابتة لجميع سنوات السلسلة وليس

شرطاً أن تكون هذه السنة هي أقدم سنوات السلسلة ، ومن ثم نقوم بحساب مناسيب مستقلة لقيمة الظاهرة في أي سنة منسوبة لسنة الأساس المحددة مقدماً.

## (٢) الأساس المتحرك:

بمقتضاه ننسب كل سنة إلى سابقتها كأساس متحرك وذلك لبيان التطور من سنة لأخرى أى أن الأساس يتغير باستمرار وليس هناك شروط لطبيعة هذا الأساس ، وتفيد هذه الطريقة فى الدراسة المقارنة بين السنوات الحديثة لذلك هى تعالج مشكلة القدم فى البيانات ، ويطلق على هذه الطريقة اسم مناسيب السلسلة.

## مثال:

السلسلة الزمنية التالية تبين أسعار إحدى السلع على مدار السنوات من ٢٠٠٥ الى ٢٠٠٩

79	۲۰۰۸	77	۲٦	۲۰۰۰	السنوات
٣٢.	70.	19.	10.	١٢.	الأسعار

المطلوب: حساب مناسيب الأسعار للسلسلة الزمنية السابقة على أساسين:

١- معتبراً سنة ٢٠٠٥ أساس ثابت لجميع السنوات

٢- الأساس المتحرك

#### الحل:

١- مناسيب الأسعار باعتبار سنة ٢٠٠٥ أساس ثابت لجميع السنوات:

$$\frac{1}{1} \cdot \cdot \cdot = 1 \cdot \cdot \times \frac{1}{1} \cdot \cdot = \frac{1}{1} \cdot \cdot = \frac{1}{1} \cdot = \frac{1}{1} \cdot \cdot = \frac{1}{1} \cdot \cdot = \frac{1}{1} \cdot = \frac{1}{1} \cdot \cdot = \frac{1}{1} \cdot =$$

ملاحظة: الرقم القياسي في سنة الأساس يساوي دائماً ١٠٠٪

ونقارن باقى الأرقام القياسية بنسبة ١٠٠٪ لتحديد الزيادة أو النقص أو الثبات.

$$\frac{100}{100}$$
 الأساس المتحرك  $\frac{100}{100}$   $\frac{100}{100}$ 

## اختبارات الأرقام القياسية:

## (١) اختبار الانعكاس في الزمن (العكس الزمني)

فى هذا الاختبار نستبدل سنة الأساس بسنة المقارنة أى نستبدل دليل المعاملات (٠) مع (١)

ومن خصائص الرقم القياسى الجديد هو الرقم الذى يتوافر فيه الشرط التالى:

الرقم القياسي × البديل الزمني للرقم القياسي = ١

ونجد أن هذا الاختبار ينطبق على الرقمين التاليين فقط:

$$\frac{A}{A}$$
 أ- الرقم التجميعى البسيط للأسعار =  $\frac{A}{A}$ 

البديل الزمنى للرقم التجميعي البسيط للأسعار = 
$$\frac{-3}{100}$$

$$\frac{x-3}{x}$$
 مجے ع.  $\frac{x-3}{x}$  :. الرقم القیاسی × بدیله الزمنی =  $\frac{x-3}{x}$  ×  $\frac{x-3}{x}$  = 1

#### .: الرقم القياسي × بديله الزمني

$$= \sqrt{\frac{\stackrel{\wedge}{} - 3_1 \stackrel{\triangle}{}}{} \times \frac{\stackrel{\wedge}{} - 3_1 \stackrel{\triangle}{}}{} \times \frac{\stackrel{\wedge}{} - 3_1 \stackrel{\triangle}{}}{} \times \frac{\stackrel{\wedge}{} - 3_1 \stackrel{\triangle}{}}{} \times \frac{\stackrel{\wedge}{}}{} \times \frac{\stackrel{\triangle}{}}{} \times \frac{\stackrel{\wedge}{}}{} \times$$

## (٢) اختبار الانعكاس في المعامل (العكس المعاملي)

فى هذا الاختبار نستبدل الأسعار مع الكميات ، أى نستبدل المعاملات (ع) مع (ك)

ومن خصائص الرقم القياسى الجيد هو الرقم الذى يتوافر فيه الشرط التالي:

الرقم القياسى × البديل المعاملي للرقم القياسي = الرقم القياسي للقيمة وينطبق هذا الاختبار على رقم فيشر فقط حيث:

الرقم القياسى لفيشر = 
$$\sqrt{\frac{مج-3, 2. \\ مج-3, 2. \\ مج-3. 2. \\ مج-3. 2. }$$

ن. الرقم القياسي × بديله المعاملي

$$= \sqrt{\frac{\alpha \leftarrow 3, \, b.}{\alpha \leftarrow 3, \, b.}} \times \frac{\alpha \leftarrow b, \, 3.}{\alpha \leftarrow b., \, 3.} \times \frac{\alpha \leftarrow b., \, 3.}{\alpha \leftarrow b., \, 3.}$$

$$= \sqrt{\frac{\alpha \leftarrow b., \, 3.}{\alpha \leftarrow b., \, 3.}}$$

$$= \frac{\alpha \leftarrow b., \, 3.}{\alpha \leftarrow b., \, 3.} = \frac{\alpha \leftarrow b.}{\alpha \leftarrow b., \, 3.} \quad (\text{aimen legals})$$

$$= \frac{\alpha \leftarrow b., \, 3.}{\alpha \leftarrow b., \, 3.} = \frac{\alpha \leftarrow b.}{\alpha \leftarrow b.}$$

لذلك اعتبر الرقم القياسى لفيشر هو الرقم الأمثل من بين الأرقام القياسية الأخرى لانطباق اختبارى الإنعكاس فى الزمن والإنعكاس فى المعامل على هذا الرقم.

## بعض الأرقام القياسية الهامة:

تحرص الدول المختلفة على حساب وتسجيل بعض الأرقام القياسية الهامة وينوط بهذا الدور في جمهورية مصر العربية الجهاز المركزي للتعبئة العامة والإحصاء ، واستخدام هذه الأرقام في دراسة بعض الظواهر الاقتصادية والاجتماعية العامة والتي تفيد الدولة والمؤسسات الاقتصادية المختلفة في التخطيط والتحليل والمتابعة ومن أهم هذه الأرقام الرقم القياسي لنفقة المعيشة والرقم القياسي للأجور والرقم القياسي للقوة الشرائية للنقود والرقم القياسي لأسعار التجزئة والرقم القياسي لأسعار الجملة والرقم القياسي للإنتاج الصناعي.

## (١) الرقم القياسي لنفقة المعيشة: Cost of Living Index

ويطلق عليه أحياناً الرقم القياسي لأسعار المستهلكين ويتكون هذا الرقم من مجموعة من السلع والخدمات التي يحتاجها الأفراد للمعيشة خلال فترة معينة ويتم إعداد رقم للحضر وآخر للريف أو عدة أرقام تفصيلية على مستوى المناطق أو المحافظات المختلفة للدولة وتتغير تركيبة هذا الرقم كل فترة من الزمن ويحدد الرقم النمط الإستهلاكي للأسر المختلفة على شكل نسب مئوية أو أوزان لكل بند من بنود نفقة المعيشة مع عمل رقم قياسي تجميعي مرجح داخل كل بند لأسعار مجموعة السلع والخدمات التي يتكون منها ذلك البند وتكون هذه البنود سلة السلع والخدمات الاستهلاكية.

ويقيس الرقم القياسى لنفقة المعيشة التغير الذى يطرأ على نفقة معيشة الأفراد نتيجة التغير في مستويات الأسعار ، ويستخدم هذا الرقم في تحريك الأجور داخل كثير من الدول لتتلاءم مع التغير في تكلفة المعيشة كما يستفاد منه في قياس مرونة الطلب على السلع الاستهلاكية المختلفة.

## (٢) الرقم القياسي للأجور: Wages Index

يتكون من الأجور النقدية والعينية للقطاعات والأنشطة المختلفة المنتظمة داخل الدولة وفقاً لأعداد العاملين وساعات العمل في كل قطاع أو نشاط، والرقم القياسي الناتج يحسب لكل قطاع وعلى مستوى الدولة ويطلق عليه الرقم القياسي للأجر النقدى وهو يختلف تماماً من الرقم القياسي للأجر الحقيقي والذي يقيس التغير الحقيقي في مستويات المعيشة ويحسب كما يلي:

الرقم القياسى للأجور الحقيقية = الرقم القياسى للأجور النقدية × ١٠٠٠ الرقم القياسى لنفقة المعيشة

#### مثال:

نفقة المعيشة بالألف	الأجور بالألف	البند
١٣٢.	7 2	7
۲٦٤.	٣٩٠٠	7.1.

المطلوب: قياس التغير في الأجر الحقيقي

#### الحل:

الرقم القياسي للأجور النقدية = 
$$\frac{rq..}{rε..} \times r.. = 1..$$
 \\

الرقم القياسي لنفقة المعيشة =  $\frac{rq..}{rr.} \times r.. = 1..$  \\

الرقم القياسي للأجر الحقيقي =  $\frac{ll_0}{ll_0} = \frac{ll_0}{ll_0} = \frac{ll_0}{r..} \times r.. = 1..$  \\

الرقم القياسي للأجر الحقيقي =  $\frac{rq..}{r..} \times r.. = 1..$  \\

\tag{177,0}{r..}

ويقارن الرقم القياسى للأجر الحقيقى بنسبة ١٠٠ ٪ ، إذا كان أقل يكون هناك نقص فى مستوى المعيشة وإذا زاد عن ١٠٠٪ يكون هناك زيادة فى الدخل الحقيقى وبالتالى زيادة فى مستوى المعيشة.

وفي هذا المثال يعتبر مستوى المعيشة انخفض بنسبة ١٨,٧٥ ٪

#### (٣) الرقم القياسي للقوة الشرائية للنقود:

#### **Purchasing Power of Money Index**

هو مؤشر للقوة الشرائية الحقيقية للنقود وبديهى أنه يتأثر بالرقم القياسى للأسعار فكلما ارتفعت الأسعار مع ثبات الأجور كلما انخفضت القوة الشرائية للنقود والعكس صحيح ويتحدد الرقم القياسى للقوة الشرائية للنقود بمقلوب الرقم القياسى للأسعار.

فعلى سبيل المثال إذا كان الرقم القياسى للأسعار ٢٠٠ ٪ وبفرض ثبات الأجور فإن:

الرقم القياسى للقوة الشرائية للنقود = 
$$\frac{1}{1} \times 1.0 = 0.0$$
 %

أى أن القوة الشرائية للنقود انخفضت ٥٠٪

## (٤) الرقم القياسي لأسعار الجملة:

#### Whole Sale Price Index

يقيس التغيرات التى تحدث فى أسعار السلع المتداولة فى سوق الجملة وذلك بعد تقسيمها لمجموعات متجانسة ويتم استخدام الوسط الحسابى المرجح أو الوسط الهندسى المرجح لمناسيب أسعار مجموعة السلع ويتم الترجيح عادة بأسعار عدد معين من السلع لكل مجموعة.

#### (٥) الرقم القياسي للإنتاج الصناعي:

#### **Industrial Production Index**

يقيس التغيرات التى تطرأ على أسعار الانتاج الصناعى لكل نوع من المنتجات الصناعية على حدة وللنشاط الصناعى ككل كما يحسب رقم قياسى لحجم أو كمية الانتاج لكل نوع على حدة وأفضل طريقة هى الوسط الحسابى المرجح أو الوسط الهندسى المرجح للمناسيب ويتم الترجيح بعدد العمال أو حجم الأموال المستثمرة في كل صناعة.

وبالمثل يمكن إعداد أرقام قياسية للإنتاج الزراعى والبترول والتعدين وهذه الأرقام مؤشرات لدرجة النمو الاقتصادى للدولة.

#### تمارين على الباب السادس

(١) فيما يلى بيان بأسعار سلعة معينة خلال الأعوام من ٢٠١٦: ٢٠١٣

7.17	7.17	7.11	7.1.	۲٠٠٩	۲۸	۲٧	77	العام
٧٢,٩	٥٣,٦	٤٠,٢	40	79,5	77	77,0	۲٠,٤	السعر

#### المطلوب:

- حساب الأرقام القياسية لمناسيب الأسعار معتبراً عام ٢٠٠٦ أساس ثابت
  - حساب الأرقام القياسية لمناسيب الأسعار على الأساس المتحرك

(۲) فيما يلى بيان بأسعار وكميات مجموعة من السلع الزراعية خلال عامي ۲۰۱۰، ۲۰۰۰

یات	الكمب	عار	الأس	السلعة
7.1.	70	7.1.	70	السلعة
175	170	٨٣	٦٥	قطن
170	١١.	٤٥	7.	قمح
19.	١٦.	٥٣	٣٥	ذرة
٧٥	00	١٨	١٢	قصب سكر
٤٠	70	1 Y	٩	شعير

#### المطلوب:

أ – حساب مناسيب الأسعار والوسط الحسابى البسيط والوسط الهندسى البسيط لمناسيب الأسعار ثم الوسط الحسابى المرجح والوسط الهندسي المرجح للأسعار بكميات سنة الأساس

- ب- الرقم التجميعي البسيط للأسعار
- ج الرقم التجميعي البسيط للأسعار المرجح بكميات الأساس والمرجح بكميات المقارنة
  - د الرقم القياسي الأمثل لفيشر
- ه الرقم التجميعي للأسعار المرجح بالوسط الحسابي لكميتي الأساس والمقارنة والرقم المرجح بالوسط الهندسي لكميتي الأساس والمقارنة
- (٣) فيما يلى بيان بمتوسط الأجر الشهرى وعدد العاملين لمجموعة من الشركات خلال عامى ٢٠٠٦، ٢٠٠٩

۲.	• 9	۲.	٠٦	ic ::11
عدد العاملين	الأجر	عدد العاملين	الأجر	الشركة
١٨	۲۱.	10	10.	Í
١٢	٤٥.	٨	٣.,	ب
70	۲۸.	70	۲1.	ج
10	70.	17	14.	7
١.	00.	٧	٤ ٠ ٠	ۿ

#### المطلوب:

- أ حساب مناسيب الأجر ومناسيب عدد العمال ثم الوسط الحسابي المرجح لمناسيب الأجور بعدد عمال سنة الأساس
  - ب- حساب الرقم القياسي الأمثل للأجور (رقم فيشر)
    - ج -حساب الوسط الحسابي لرقمي لاسبير و باش

- د إذا كان الرقم القياسى لنفقة المعيشة لسنة ٢٠٠٩ بالنسبة لسنة ٢٠٠٦ يبلغ ١٤٠٪ احسب الرقم القياسى للأجر الحقيقى باستخدام الرقم القياسى الأمثل لفيشر
- (٤) فيما يلى سلسلة زمنية للأرقام القياسية للمواد الخام لإحدى الصناعات خلال السنوات من ٢٠٠٤: ٢٠١٠

۲.۱.	79	۲۰۰۸	۲٧	۲۰۰٦	۲۰۰۰	۲٠٠٤	السنو ات
710	195	140	107	100	17.	١	الأرقام القياسية للمواد الخام

#### المطلوب:

- انقل الأساس الثابت من عام ٢٠٠٤ إلى عام ٢٠٠٦
- احسب الأرقام القياسية على الأساس المتحرك ثم احسب الوسط الحسابي البسيط لمناسيب السلسلة
- (٥) فيما يلى بيان بأنواع الحاسبات والكميات المباعة منها في عامى ٢٠١٤، ٢٠٠٤

۵	7	ج	ب	ĺ	أنواع الحاسبات
140	۲.,	٦,	ДО	11.	الكميات المباعة ٢٠٠٤
٤٥,	۳.,	١١.	10.	140	الكميات المباعة ٢٠١٤
۲۱	0	٤٦٠٠	70	٣٠٠٠	سعر الحاسب

#### المطلوب:

- أ حساب الرقم القياسي التجميعي المرجح للكميات المباعة بالأسعار
  - ب- حساب الوسط الحسابي المرجح لمناسيب الكميات المباعة
  - ج حساب الوسط الهندسي المرجح لمناسيب الكميات المباعة

(٦) فيما يلى الأرقام القياسية لنفقة المعيشة والأجور باعتبار سنة ٢٠٠٠ أساس ثابت

۲.۱.	79	۲٠٠٨	۲٧	۲۲	70	السنة
٤٥٠	٣٨.	٣١.	۲۸.	740	۲١.	الرقم القياسي لنفقة المعيشة
٣٢.	70.	۲.,	140	1 2 .	١٢.	الرقم القياسي للأجور

#### المطلوب:

المقارنة بين مستويات المعيشة خلال السنوات السابقة

(۷) فيما يلى بيان بأسعار وكميات مجموعة من المعادن خلال عامى ۲۰۱۰، ۲۰۰۵

یات	الكمب	عار	الأس	1 11	
7.1.	70	7.1.	70	المعادن	
110	٨٥	١	۸.	حديد	
70	٥,	٧٥	70	نحاس	
١٢	١.	74	10	رصاص	
٨	٥	۲٧.	14.	قصدير	
۲۱.	10.	١٣	٨	صفيح	

#### المطلوب:

أ – الأرقام القياسية التجميعية البسيطة للأسعار وللكميات معاً

ب- الرقم القياسى الأمثل للأسعار واستخدامه فى حساب الرقم القياسى للقوة الشرائية للنقود

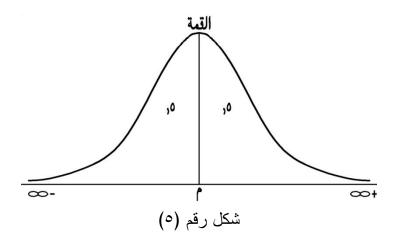
## الباب السابع التوزيع الطبيعى Normal Distribution

#### مقدمة:

يعتبر التوزيع الطبيعي أهم التوزيعات شائعة الاستخدام في حياتنا بصفة عامة وأهم التوزيعات المتصلة بصفة خاصة وذلك من ناحية مدى توافره وانطباقه علي معظم الظواهر في مختلف المجالات كما يتضح ذلك من علم الإحصاء التطبيقي, ويعتبر التوزيع الطبيعي هو الأساس لفهم وتطبيق معظم الاختبارات الإحصائية المعروفة والمستخدمة في نظرية العينات, كما يحول إلي التوزيع الطبيعي بالتقريب العديد من التوزيعات الأخرى المنفصلة والمتصلة بالإضافة إلي اشتقاق العديد من التوزيعات الهامة الأخرى منه, وحتى في المجتمعات التي لا تخضع للتوزيع الطبيعي إذا أخذنا من أحد هذه المجتمعات عدة عينات كاملة نجد أن متوسطات هذه العينات تكون توزيع طبيعي (نظرية النهاية المركزية)

#### Central Limit Theorem

والتوزيع الطبيعي يطلق عليه التوزيع المعتدل أو المستمر أو المتماثل حيث يأخذ شكل ناقوس له قمة واحدة والعمود الواصل من القمة للقاعدة (المحور الأفقي) يقسم المنحني إلي نصفين متماثلين ومنطبقين تماماً حيث أن معدل انحدار المنحني إلي أسفل من الجانبين متساوي تماماً ويأخذ منحنى التوزيع الطبيعي الشكل التالي:

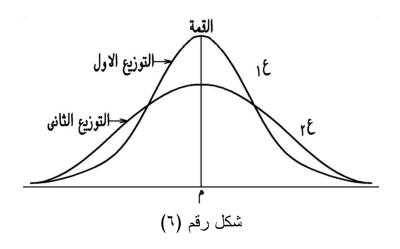


#### خصائص التوزيع الطبيعي:

- ۱- العمود الواصل من القمة إلى المحور الأفقى يقسم الشكل إلى نصفين
   متطابقين تماماً ويحدد على المحور الأفقى مركز التوزيع (م)
  - $\infty$  + طرفی التوزیع یمتدان من  $\infty$  إلى
- ٣- في التوزيع الطبيعي تتساوي جميع المتوسطات الوسط الحسابي
   و الوسيط و المنوال و الوسط الهندسي و الوسط التوافقي وتحدد قيمها
   جميعاً عند مركز التوزيع (م)
- ٤- كلما اختلف أو ابتعد الوسط الحسابي والمتمركز دائماً في وسط التوزيع عن الوسيط أو المنوال كلما أبتعد المنحني عن التماثل وكان ملتوياً وكلما زاد هذا الفرق كلما كان المنحني أكثر التواءاً وإذا كان الوسيط ثم المنوال علي يسار الوسط الحسابي كان الفرق بين الوسط الحسابي والوسيط أو المنوال موجباً والإلتواء جهة اليمين وعلي العكس تماماً كلما كان الوسيط ثم المنوال علي يمين الوسط الحسابي كان الفرق بين الوسط الحسابي والوسيط أو المنوال سالباً والإلتواء كان الفرق بين الوسط الحسابي والوسيط أو المنوال سالباً والإلتواء

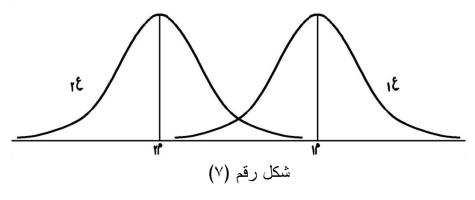
جهة اليسار, لذلك تستخدم الفروق بين كلا من الوسط الحسابي والوسيط أو المنوال كمقاييس للإلتواء وإذا انعدمت هذه الفروق أي كانت صفراً وذلك عند تطابق قيم جميع المتوسطات كان المنحني معتدلاً أو متماثلاً, أي التواء التوزيع الطبيعي = صفراً

- ٥- عند حساب الاحتمالات في التوزيع الطبيعي المتصل لابد أن تحسب علي أساس مسافة أو مساحة معينة متصلة يمكن أن يأخذها المتغير العشوائي س وليس علي أساس نقطة محددة يمكن أن يأخذها المتغير العشوائي س كما في المتغيرات المنفصلة.
- تتحدد معالم التوزيع الطبيعي بالوسط الحسابي والانحراف المعياري م,ع ويختلف شكل التوزيع من ناحية التفرطح أو التدبب حسب قيمة الانحراف المعياري كما يتضح من الشكل التالى:



يتضح من الشكل السابق أن مركز التوزيعين (م) متساوي ولكن المنحنيين غير متطابقين لاختلاف الانحراف المعياري لكل منهما حيث نجد أن ع٠ > ع٠

لذلك فالتوزيع الأول مدبب والتوزيع الثاني مفرطح أي أنه كلما قل التشتت (الانحراف المعياري) كلما كان التوزيع أقل تفرطحاً وأكثر تدبباً والعكس صحيح كلما زاد التشتت كلما كان التوزيع أكثر تفرطحاً وأقل تدبباً.



يتضح من الشكل السابق أن مركزى التوزيع مختلفان م  $\neq$  م أماً تشتت التوزيعان متساوي أن ع = ع لذلك يتطابق الشكلان تماماً.

V- المساحة المحصورة بين المنحني الطبيعي والمحور الأفقي تساوي واحد صحيح وتنتج من إيجاد التكامل المحدود لدالة كثافة احتمال هذا التوزيع من  $-\infty$  إلي  $+\infty$ , وبالتالي فإن المساحة المحصورة بين المنحني والمحور الأفقي علي يمين المركز (م) تمثل 0.0 من المساحة الكلية والمساحة المحصورة بين المنحني والمحور الأفقي علي يسار المركز (م) تمثل 0.0 من المساحة الكلية نتيجة التماثل علي يسار المركز (م) تمثل 0.0

انظر شكل رقم (٥) ويتضح ذلك من تكامل الدالة المتصلة التالية كما يلى:

$$\int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \times e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2} dx = 1$$

ويمكن ترجمة هذه الدالة للرموز العربية التالية:

$$\int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{3\sqrt{14}} \times \alpha = 1$$

أساس اللو غاربتم الطبيعي

$$T,157AOV = \frac{YY}{V} = L$$

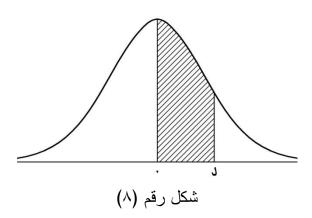
## بند (۱) دالة كثافة احتمال التوزيع:

يتم حساب الاحتمالات المختلفة للمتغير العشوائي المتصل س باستخدام الدالة التالية:

$$U(\omega) = \frac{1}{3\sqrt{7}} \times \Delta \times \frac{1}{2\sqrt{2}}$$

واضح من الدالة السابقة أن الاحتمالات تتوقف على معالم التوزيع الطبيعي (م, ع) وتحتاج لحسابات طويلة و معقدة و لذلك افترضنا وجود توزيع طبيعي خاص نمطى يطلق عليه التوزيع الطبيعي

المعياري (Standard Normal Distribution) له خصائص معينة نوجزها فيما يلي:



۱ – التوزيع الطبيعي المعياري متوسطة = صفر و انحر افه المعياري = ۱ أي أن : a = -a

٢ - المنحنى متماثل حول المركز صفر والتوائه = صفر وتفرطحه = ٣

٣ - المساحة المحصورة بين المنحنى والمحور الأفقى = ١

وبالتعويض في دالة كثافة احتمال التوزيع الطبيعي السابقة للوصول لدالة كثافة احتمال التوزيع الطبيعي المعياري أو النمطي عند  $\alpha = -1$  نجد أن :

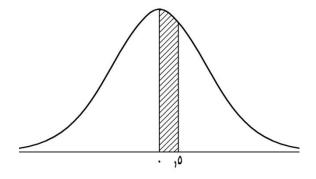
$$U(\omega) = \frac{1}{\sqrt{7} \cdot 4} \times \&$$

وقد تم إعداد جداول إحصائية باستخدام التكامل المحدود للدالــة السـابقة لحساب المساحات المحصورة بين المنحني والمحور الأفقي (الاحتمالات) حيث أعد الجدول ليعطي المساحات (الاحتمالات) من صفر إلي (د) حيث (د) درجة معيارية موجبة في التوزيع الطبيعــي المعيــاري أو النمطــي ويتضح طريقة استخدام هذا الجدول من الأمثلة التالية:

#### <u>مثال (۱):</u>

 $(\cdot, 0 \ge 1 \ge 0, \cdot)$ 

الحل



ل ( $\cdot \leq c \leq 0, \cdot$ ) = ۱۹۱۵, وهي القيمة المقابلة لــ د = 0,0

#### ملاحظة هامة:

إذا كتبت علاقات المتباينات السابقة بدون علامة يساوي كما يلى:

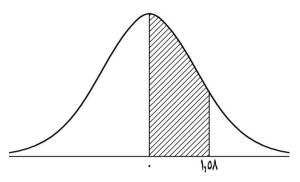
ل ( · < د < · · ، ) يمكن حسابها في التوزيع المتصل كما لو كان هناك علامة يساوي تماماً حيث تعطى نفس المعنى.

$$(\cdot, \circ \geq 1 \geq \cdot)$$
 اُبِي أَن ل  $(\cdot, \circ \geq 1 \geq \cdot)$  اُبِي أَن ل (

## مثال (٢):

$$(1,0 \land \leq c \leq \land \land, \land)$$

#### الحل:

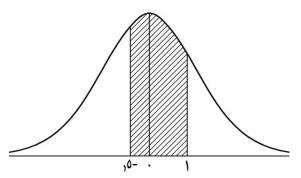


$$U$$
 (  $\cdot \leq c \leq A \circ (1) = P733, \cdot$ 

#### <u>مثال (۳):</u>

$$(1 \geq 1 \geq 0.00)$$

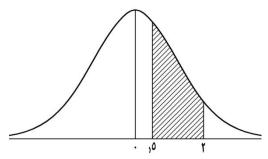
#### الحل:



ملحظة: ل ( $\cdot \le c \le 0$ ,  $\cdot$ ) = ل (-0,  $\cdot \le c \le 1$ ) لتماثل المساحات في نصفي الشكل.

## مثال (٤):

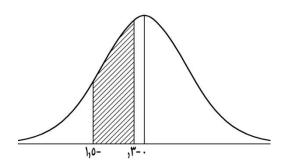
احسب: ل ( 
$$0, 0 \le c \le 7$$
 ) الحل:



#### مثال (٥):

$$(-0,1] \leq c \leq -7,$$
 لحسب: ل

## الحل:

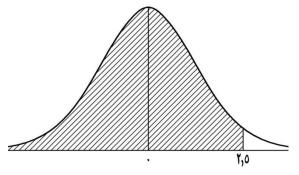


من التماثل لنصفي الشكل نجد أن:

## <u>مثال (٦):</u>

$$( c \leq 0, T )$$

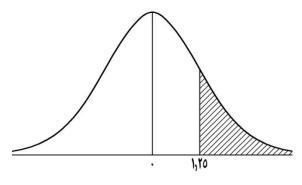
## الحل:



$$0.00 + (7.0 \ge 2 \ge 0.7) = (7.0 \ge 2)$$

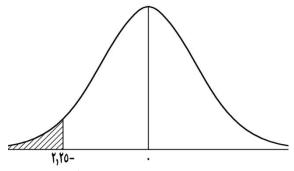
## <u>مثال (۷):</u>

## الحل:



$$(1,70 \ge 2 \le 1)$$
  $(1,70 \le 2 \le 1)$   $(1,70 \le 2 \le 1)$   $(1,70 \le 2 \le 1)$ 

## <u>مثال (۸):</u> احسب: ل (د ≤ - ٥٢,٢) الحل:



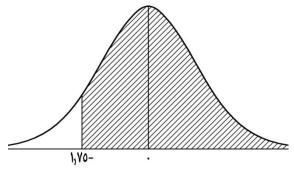
من واقع تماثل المساحات في نصفي الشكل نجد أن:  $( 2 \leq -0.7,7) = (2.2 \leq 0.7,7)$ 

$$(\cdot, \cdot, \cdot) \cup (\cdot, \cdot) = 0$$

## <u>مثال (۹):</u>

$$(1, \forall 0 - \leq 1)$$

## الحل:



من واقع تماثل المساحات في نصفي الشكل نجد أن:

$$(1, \forall 0 \geq 1 \leq 1) \quad (1, \forall 0 \leq 1 \leq 1) \quad (1, \forall 0 \leq 1 \leq 1)$$

# بند (٢): تحويل المتغير الطبيعي العادي إلي المتغير الطبيعي النمطي (المعياري):

إذا كان لدينا (س) متغير عشوائي متصل موزع توزيعاً طبيعياً معتدلاً بمتوسط م وانحراف معياري ع فإن (د) متغير عشوائي متصل موزع توزيعاً طبيعياً معيارياً متوسطه = صفر وانحرافه المعياري = ١ حيث أنه توزيع طبيعي متماثل حول الصفر , ويطلق علي المتغير (د) الدرجة المعيارية ويتم حسابها من العلاقة التالية:

$$\frac{\omega - \omega}{2} = 2$$

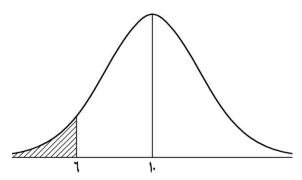
أي أن أي قيمة في توزيع طبيعي عادي لها قيمة مناظرة في التوزيع الطبيعي المعياري.

### <u>مثال (۱):</u>

إذا كان لدينا متغير عشوائي طبيعي عادي وسطه الحسابي ١٠ وانحرافه المعياري ٢ احسب احتمال أن المتغير الطبيعي العادي س يأخذ قيمة أقل من أو تساوي ٦

### الحل:

 $(7 \geq w)$  ل



يتم تحويل القيم ١٠، ٦ في التوزيع الطبيعي العادي إلى قيم معيارية في التوزيع الطبيعي المعياري حيث:

$$c_{1} = \frac{\omega - \alpha}{3} = \frac{1 - 1}{7} = \text{out}$$

$$c_{2} = \frac{\omega - \alpha}{3} = \frac{7 - 1}{7} = -7$$

$$c_{3} = \frac{\omega - \alpha}{3} = \frac{7 - 1}{7} = -7$$

$$c_{4} = \frac{\omega - \alpha}{3} = \frac{7 - 1}{7} = 0$$

$$c_{5} = \frac{\omega - \alpha}{3} = \frac{7 - 1}{7} = 0$$

$$c_{7} = \frac{\omega - \alpha}{3} = \frac{7 - 1}{7} = 0$$

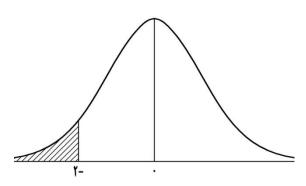
$$c_{7} = \frac{\omega - \alpha}{3} = \frac{7 - 1}{7} = 0$$

$$c_{7} = \frac{\omega - \alpha}{3} = \frac{7 - 1}{7} = 0$$

$$c_{7} = \frac{\omega - \alpha}{3} = \frac{7 - 1}{7} = 0$$

$$c_{7} = \frac{\omega - \alpha}{3} = \frac{7 - 1}{7} = 0$$

$$c_{7} = \frac{1 - 1}{7} = 0$$



يتضح من الشكلين السابقين انهما متطابقان

$$(Y \ge 2 \ge 1) \cup (Y - 1) \cup (Y - 2) \cup (Y - 2) \cup (Y - 1) \cup$$

### مثال (٢):

تبين لأحد المصانع المنتجة لقطع غيار التليفزيون أن الوسط لحسابي لعمر اللمبة هو ٢٠ ساعة وأن الانحراف المعياري هو ٢٠ ساعة احسب الاحتمالات الآتية:

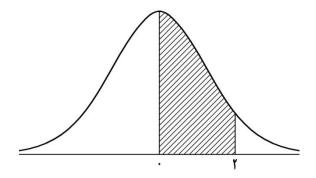
- أ احتمال أن يكون عمر أحد اللمبات المنتجة والتي اختيرت عشوائياً
   يتراوح ما بين ٨٠٠ ساعة , ٨٤٠ ساعة.
- ب احتمال أن يتراوح عمر إحدى اللمبات المختارة عشوائياً ما بين ٨٧٠ ساعة ، ٨٣٠ ساعة
- ج احتمال أن يكون عمر إحدى اللمبات المختارة عشوائياً ٨٥٠ ساعة علي الأقل
  - د احتمال ألا يزيد عمر إحدى اللمبات عن ٨٢٠ ساعة

### الحل:

### $(\lambda \xi \cdot \geq \omega \geq \lambda \cdot \cdot) \cup (1)$

$$c_{1} = \frac{\lambda \cdot \lambda - \lambda \cdot \lambda}{\gamma} =$$
 صفر

$$\text{...} \ \mathsf{U} = (\mathsf{Y} \geq \mathsf{U} \leq \mathsf{U$$

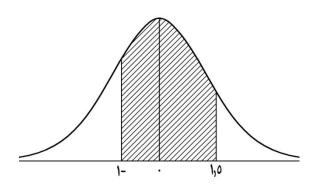


$$( \dot{} )$$
  $\dot{}$   $\dot{}$   $\dot{}$   $\dot{}$   $\dot{}$   $\dot{}$   $\dot{}$   $\dot{}$ 

$$1,0 = \frac{\wedge \cdot \cdot - \wedge \wedge \cdot}{\wedge \cdot} = 2 \quad , \quad 1 - = \frac{\wedge \cdot \cdot - \vee \wedge \cdot}{\wedge \cdot} = 2 \quad 2 \quad .$$

$$(\land \land \lor \lor ) = ( \land \land \lor ) = ( \land \land \lor ) = ( \land \land ) = ( \land \land \lor ) = ( \land )$$

$$= \bigcup (\cdot \leq c \leq 0, 1) + \bigcup (\cdot \leq c \leq 1) = 0$$

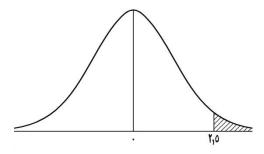


$$(50.5)$$
  $(50.5)$ 

$$\gamma, o = \frac{\gamma \cdot \cdot - \lambda \circ \cdot}{\gamma \cdot} = 2$$

$$(\Upsilon, \circ \leq 1)$$
 =  $(\Lambda \circ \cdot \leq 0)$  :.

$$(7,0 \ge 2 \le 0,7)$$



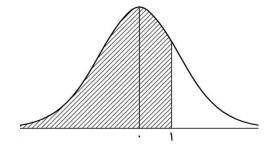
$$(L) \cup (M \leq M )$$

$$I = \frac{\lambda \cdot \cdot - \lambda \lambda \cdot}{\lambda \cdot \cdot - \lambda \lambda \cdot} = 7$$

$$(1 \geq 2) = (1 \leq 4) = (1 \leq 4) = (1 \leq 4)$$

$$=$$
  $\bigcup$   $( \cdot \le 2 \le ) + ( \cdot ) =$ 

$$\cdot$$
,  $\lambda \xi \gamma = \cdot$ ,  $o + \cdot$ ,  $\tau \xi \gamma \tau =$ 



### مثال (٣):

في جدول حياة معين إذا كان توزيع أعمار المؤمن لهم حسب احتمالات الوفاة يخضع للتوزيع الطبيعي وكان متوسط العمر الشائع للمجموعة هو ٤٠ سنة وتشتت الأعمار حول هذا المتوسط باستخدام التباين ٦٤ سنة احسب ما يلى:

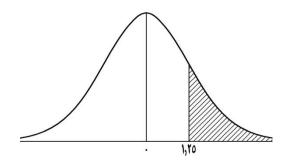
أ – احتمال وفاة شخص يخضع لهذا التوزيع بعد بلوغه تمام العمر ٥٠ بب احتمال وفاة شخص يخضع لهذا التوزيع بين تمام العمر ٥٦ وتمام العمر ٥٦

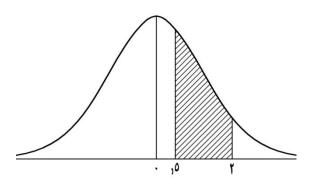
الحل:

$$\xi \cdot = \xi$$
  $\lambda = \xi$   $\lambda = \xi$ 

 $(0 \cdot \leq m) \cup (1)$ 

$$1,70 = \frac{5 \cdot - 0}{\lambda} = 2$$





### مثال (٤):

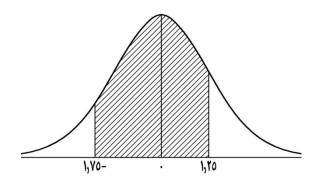
قام أحد مصانع التليفزيون باختبار عدد ١٠٠٠ شاشة منتجة فإذا كان متوسط عمر الشاشة الواحدة ١٥٠٠ ساعة تشغيل والتباين يبلغ ٤٠٠ ساعة , المطلوب حساب عدد الشاشات التي يتراوح عدد ساعات تشغيلها بين ١٤٦٥ , ١٤٦٥ ساعة.

### الحل:

$$\begin{array}{lll}
\gamma &= & \ddots & & \\
\gamma &= & \ddots & & \\
\gamma &= & \ddots & \\
0 &= & & & \ddots & \\
0 &= & & & \ddots & \\
0 &= & & & & \\
0 &= & & & & \\
0 &= & & & & \\
0 &= & & & & \\
0 &= & & & & \\
0 &= & & & & \\
0 &= & & & & \\
0 &= & & & & \\
0 &= & & & & \\
0 &= & & & & \\
0 &= & & & & \\
0 &= & & & & \\
0 &= & & & & \\
0 &= & & & & \\
0 &= & & & & \\
0 &= & & & & \\
0 &= & & & & \\
0 &= & & & & \\
0 &= & & & & \\
0 &= & & & & \\
0 &= & & & & \\
0 &= & & & & \\
0 &= & & & & \\
0 &= & & & & \\
0 &= & & & & \\
0 &= & & & & \\
0 &= & & & & \\
0 &= & & & \\
0 &= & & & \\
0 &= & & & \\
0 &= & & & \\
0 &= & & & \\
0 &= & & & \\
0 &= & & & \\
0 &= & & & \\
0 &= & & & \\
0 &= & & & \\
0 &= & & & \\
0 &= & & & \\
0 &= & & & \\
0 &= & & & \\
0 &= & & & \\
0 &= & & & \\
0 &= & & & \\
0 &= & & & \\
0 &= & & & \\
0 &= & & & \\
0 &= & & & \\
0 &= & & & \\
0 &= & & & \\
0 &= & & & \\
0 &= & & & \\
0 &= & & & \\
0 &= & & & \\
0 &= & & & \\
0 &= & & & \\
0 &= & & \\
0 &= & & & \\
0 &= & & & \\
0 &= & & & \\
0 &= & & & \\
0 &= & & & \\
0 &= & & & \\
0 &= & & & \\
0 &= & & & \\
0 &= & & & \\
0 &= & & \\
0 &= & & & \\
0 &= & & \\
0 &= & & \\
0 &= & & \\
0 &= & & \\
0 &= & & \\
0 &= & & \\
0 &= & & \\
0 &= & & \\
0 &= & & \\
0 &= & & \\
0 &= & & \\
0 &= & & \\
0 &= & & \\
0 &= & & \\
0 &= & & \\
0 &= & & \\
0 &= & & \\
0 &= & & \\
0 &= & & \\
0 &= & & \\
0 &= & & \\
0 &= & & \\
0 &= & & \\
0 &= & & \\
0 &= & & \\
0 &= & & \\
0 &= & & \\
0 &= & & \\
0 &= & & \\
0 &= & & \\
0 &= & & \\
0 &= & & \\
0 &= & & \\
0 &= & & \\
0 &= & & \\
0 &= & & \\
0 &= & & \\
0 &= & & \\
0 &= & & \\
0 &= & & \\
0 &= & & \\
0 &= & & \\
0 &= & & \\
0 &= & & \\
0 &= & & \\
0 &= & & \\
0 &= & & \\
0 &= & & \\
0 &= & & \\
0 &= & & \\
0 &= & & \\
0 &= & & \\
0 &= & & \\
0 &= & & \\
0 &= & & \\
0 &= & & \\
0 &= & & \\
0 &= & & \\
0 &= & & \\
0 &= & & \\
0 &= & & \\
0 &= & & \\
0 &= & &$$

$$c_{I} = \frac{5731 - ... + 1}{1}$$

$$1,70 = \frac{10..-1070}{7.} = 72$$



$$(1,70 \ge 1) = (-0,70 \le 1) = (-0,70 \le 1) = (-0,70 \le 1)$$

$$= \bigcup (\cdot \leq c \leq 0, 1) + \bigcup (\cdot \leq c \leq 0, 1) = 0$$

: احتمال أن يتراوح متوسط عدد ساعات تشغيل الشاشة الواحدة بين ١٥٢٥ ، ١٥٢٥ ساعة = ٨٥,٤٣٪

.. عدد الشاشات التي يتراوح عدد ساعات تشغيلها بين ١٤٦٥ ، ١٥٢٥ ساعة من بين ١٠٠٠ شاشة منتجة

$$\frac{\lambda \circ \xi \pi}{1 \cdot \cdot \cdot \cdot} \times \frac{\lambda \circ \xi \pi}{1 \cdot \cdot \cdot \cdot \cdot} = 0$$
شاشة تقريباً

### بند (٣) تحديد الدرجة المعيارية إذا علم الاحتمال:

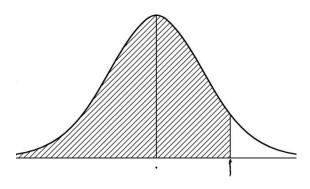
يستخدم جدول المساحات أسفل المنحني الطبيعي المعياري في تحديد الدرجة المعيارية إذا علم الاحتمال وبالتالي يمكن تحديد القيمة الأصلية للمتغير العشوائي الطبيعي س كما يتضح ذلك من الأمثلة التالية:

### <u>مثال (۱):</u>

في مجتمع معين يتبع التوزيع الطبيعي العددي مركزه ٣٠ وانحرافه المعياري ٤ حُسب احتمال أن يأخذ المتغير العشوائي الطبيعي المعيداري قيمة معينة أو أقل منها أو قيمة معينة علي الأكثر فبلغ هذا الاحتمال معينة أو جد القيمة الأصلية للمتغير العشوائي الطبيعي العادي س علي المحور الأفقى للتوزيع.

### الحل:

 $U(c \leq 1) = 7779,$ 



 $\cdot$  ,  $t = t \le t \le 1$ ) = t = t = t = 1.

بالبحث في جدول المساحات أسفل المنحني الطبيعي عن الاحتمال ... المحتال ... بسنجد أنه يقع أمام الدرجة المعيارية ١,٥

و لإيجاد القيمة الأصلية للمتغير العشوائي س نعوض في قانون الدرجة المعبارية:

$$\frac{\omega - \alpha}{\varepsilon} = 0$$

$$\frac{\omega - \alpha}{\varepsilon} = 0$$

$$\frac{\omega - \alpha}{\varepsilon} = 0$$

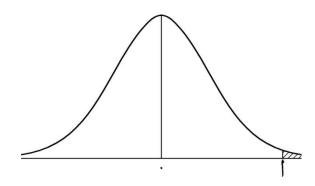
$$m = m - m = 7$$

### <u>مثال (۲):</u>

إحدى جداول الحياة يتبع التوزيع الطبيعي العادي إذا كان متوسط العمر في هذا المجتمع ٥٠ سنة والانحراف المعياري ٨ سنوات , طلب شخص عمره الآن ٣٠ سنة شراء وثيقة تأمين مؤجل لمدى الحياة تضمن سداد مبلغ ٢٠٠٠٠ جنيه عند وفاته في أي وقت بعد سن معينة احسب هذه السن إذا كان احتمال وفاته بعد هذه السن= ٢٠٠٠٠٠

### الحل:

$$\cdot, \cdot \cdot 77 = (1 \leq 1)$$



 $., \mathsf{L} \ ( \ \cdot \leq \mathsf{L} \leq \mathsf{L} ) = \mathsf{L} \ ( \ \cdot \leq \mathsf{L} \leq \mathsf{L} ) \ \mathsf{L} \ ( \ \cdot \leq \mathsf{L} \leq \mathsf{L} )$ 

بالبحث في جدول المساحات أسفل المنحني الطبيعي عن احتمال ٢,٥٩٣٨ سنجد أنه يقع أمام الدرجة المعيارية ٢,٥

و لإيجاد العمر الأصلي للمتغير العشوائي الطبيعي العادي والذي تحدث بعده الوفاة نعوض في قانون الدرجة المعيارية:

$$\frac{\omega - \omega}{\omega} = \frac{\omega}{2}$$

$$\frac{\circ \cdot - \omega}{\wedge} = 7,0$$

.: العمر المطلوب (س) = ۷۰ سنة

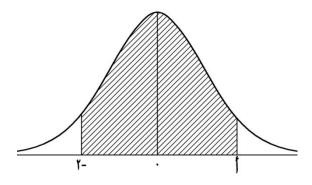
### <u>مثال (۳):</u>

في مجتمع معين يتبع التوزيع الطبيعي العددي مركزه ٣٠ وانحرافه المعياري ٥ وُجد أن:

ل ( $-7 \le c \le 1$ )=٤٠١٠٤، احسب الدرجة المعيارية (أ) على المحور الأفقي ثم القيمة الأصلية للمتغير العشوائي الطبيعي العادي (س)

### الحل:

$$\cdot$$
,91.5 = ( $1 \ge 2 \ge 7$ )  $\cup$ 



$$\therefore \quad \bigcup (\cdot \leq c \leq \dot{l}) + (-7 \leq c \leq \cdot) = 3 \cdot l \cdot P, \cdot$$

$$\bigcup (\cdot, \leq c \leq \mathring{l}) + \Upsilon \lor \lor 3, \cdot = 3 \cdot \mathsf{IP}, \cdot$$

$$\vdots \quad \ \ \, \bigcup \ \, (\ \cdot \le \le \le i \ ) = 3 \cdot (19, \cdot - 7)$$

بالبحث عن هذا الاحتمال في جدول المساحات أسفل المنحني الطبيعي المعيارية ١,٥

$$\frac{s}{m-a} = 7 :$$

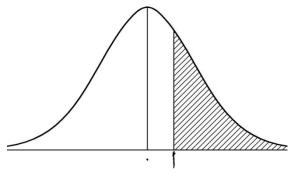
$$\frac{\pi \cdot - \omega}{2} = 1,0 ::$$

### <u>مثال (٤):</u>

أوجد عدد الساعات التي يعمل عندها أو أكثر منها ٢٠٪ من لمبات التليفزيون إذا كان متوسط ساعات تشغيل اللمبة الواحدة ١٢٠٠ ساعة والانحراف المعياري ٢٠٠ ساعة ثم أوجد عدد الساعات التي يعمل عندها أو أقل منها ٢٤٪ من اللمبات.

### الحل:

$$, \gamma \cdot = ( \uparrow \leq 2 ) \cup ( \uparrow )$$



 $\cdot, \forall \cdot = \cdot, \forall \cdot - \cdot, \circ \cdot = ( i \ge 2 \ge \cdot )$  .:

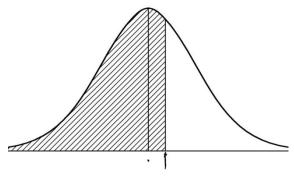
بالبحث عن هذا الاحتمال في جدول المساحات أسفل المنحني الطبيعي المعياري سنجد أن الاحتمال يقع تقريباً أما الدرجة المعيارية ٨٤.٠٠

$$\frac{\omega_{-\alpha}}{\omega} = 2 :$$

$$\frac{17\cdot \cdot -\omega}{7\cdot \cdot} = \cdot \cdot \lambda$$
 ::
$$17\cdot \cdot -\omega = 17\lambda$$

$$17\cdot \cdot -\omega = 17\lambda$$

$$(ب) ل (  $\leq 1$ ) =  $\leq 1$$$



.. U (  $\cdot \leq \iota \leq \dot{1}$  ) =  $37, \cdot - \cdot \circ, \cdot = 31, \cdot$ 

بالبحث عن هذا الاحتمال في جدول المساحات سنجد أنه يقع أمام الدرجة المعيارية ٣٦,٠ تقريباً ولإيجاد العدد الفعلي للساعات نعوض في قانون الدرجة المعيارية

$$c = \frac{\omega - \alpha}{3}$$

$$\frac{17\cdots-\omega}{7\cdots}=\cdot,77$$

### تمارين على الباب السابع

١ – احسب باستخدام جدول التوزيع الطبيعي المعياري الاحتمالات
 الآتية:

$$\dot{l}-\dot{l}(\cdot, \leq c \leq 7, 1)$$
 $\dot{v}-\dot{l}(\cdot, \leq c \leq 7, 1)$ 
 $\dot{z}-\dot{l}(\cdot, \leq c \leq 9, 0, 0)$ 
 $\dot{z}-\dot{l}(\cdot, \leq c \leq 9, 0, 0)$ 
 $\dot{z}-\dot{l}(\cdot, \leq c \leq 9, 0, 0)$ 
 $\dot{z}-\dot{l}(\cdot, \leq 9, 0, 0, 0)$ 
 $\dot{z}-\dot{l}(\cdot, \leq 9, 0, 0, 0)$ 
 $\dot{z}-\dot{l}(\cdot, \leq 9, 0, 0, 0, 0)$ 
 $\dot{z}-\dot{l}(\cdot, \leq 9, 0, 0, 0, 0)$ 

- ٢ تبين لأحد المصانع المنتجة لقطع غيار السيارات أن متوسط عمر القطعة من منتج معين هو ٦٠٠ ساعة وأن الانحراف المعيارى
   ١٥ ساعة احسب الاحتمالات الآتية:
- أ- احتمال أن يكون عمر أحد القطع المنتجة يتراوح ما بين ٦٠٠ ساعة , ٦٣٥ ساعة
- ب- احتمال أن يكون عمر أحد القطع المنتجة يتراوح ما بين ٥٨٠ ساعة , ٦٤٠ ساعة
- ج- احتمال أن يكون عمر أحد القطع المنتجة ٦٢٠ ساعة علي الأقل د- احتمال أن يكون عمر أحد القطع المنتجة ٩٠٥ ساعة علي الأكثر

- ٣ في جدول حياة معين إذا كان توزيع أعمار المومن لهم حسب احتمالات الوفاة تخضع للتوزيع الطبيعي بمتوسط عمر شائع ٥٥ سنة وتشتت الأعمار حول هذا المتوسط باستخدام التباين هو ١٠٠ سنة احسب ما بلي:
  - أ- احتمال وفاة شخص بين تمام العمر ٤٠ وتمام العمر ٦٠
    - ب- احتمال وفاة شخص بعد بلوغه تمام العمر ٦٥
- ج- احتمال وفاة شخص عمره الآن ٥٠ سنة قبل بلوغه تمام العمر ٧٠
- ٤ قام أحد مصانع الفيديو باختبار عدد ٥٠٠ لمبة منتجة فإذا كان متوسط عمر اللمبة الواحدة ١٢٠٠ ساعة تشغيل والانحراف المعياري ٣٠ ساعة احسب ما يلي:
- أ- عدد اللمبات التي يتراوح ساعات تشغيلها بين ١١٥٠ ساعة , المعالم المعالمة المعالمة
  - ب- عدد اللمبات التي تعمل في المتوسط ١٢٥٠ ساعة على الأقل.
- و انحرافه المعياري المعياري المحياري العشوائي قيمة معينة أو المعياري ا
- ت في مجتمع معين يتبع التوزيع الطبيعي العادي مركزه ٥٠ وانحرافه المعياري ٨ وجد أن:

- ل ( $-0.1 \le c \le 1$ ) = 0.775. احسب القيمة الأصلية للمتغير العشوائي س.
- ٧ إذا كان متوسط عمر تشغيل المقاومة الواحدة في جهاز ترانزستور ٨٠٠ ساعة والانحراف المعياري ١٢٠ ساعة احسب ما يلي:
- أ- عدد الساعات التي يعمل عندها أو أكثر منها ١٥٪ من المقاومات المنتجة.
- ب- عدد الساعات التي يعمل عندها أو أقل منها ٧٧٪ من المقاومات المنتجة.
- ٨ س متغير عشوائي طبيعي عادي ووسطه الحسابي ٢٠ وانحرافه
   المعياري ٢ احسب احتمال أن يأخذ المتغير العشوائي س القيمة ١٧ على الأقل.
- ٩ إذا كان توزيع أجور ١٥٠٠ عامل يتبع المنحني الطبيعي بمتوسط
   أجر ٢٠٠٠ جنيه في الشهر وتباين الأجر ١٠٠٠ جنيه احسب ما يلي:
- أ- عدد العمال الذين تتراوح أجورهم بين ١٨٠ جنيه , ٢١٥ جنيه
  - ب- عدد العمال الذين يقل أو يساوي أجرهم الشهري ١٩٠ جنيه
  - ج عدد العمال الذين يزيد أو يساوي أجرهم الشهري ١٧٥ جنيه

## الباب الثامن نظرية العينات واختبارات الفروض الاحصائية

الفصل الأول: نظرية العينات و التقدير

الفصل الثاني: اختبارات الفروض الاحصائية

### مقدمة:

سبق أن ذكرنا عند در استنا في الباب الأول أننا نضطر في كثير من البحوث ولعدم التمكن من دراسة المجتمع كاملاً أن نلجاً لاختيار عينة عشوائية ممثلة لهذا المجتمع الأصلي وأياً كان حجم هذه العينة فدائماً وصفها ومعرفة خصائصها يختلف تماماً عن وصف وخصائص المجتمع الأصلي ، بالإضافة إلى أننا نحاول دائماً استنتاج أو استنباط خصائص أخرى عن المجتمع من واقع دراستنا للعينات أي أننا نسعى في هذا الباب إلى تعميم نتائج العينة على المجتمع الأصلي (نظرية التقدير الإحصائي) ، بالإضافة إلى المقارنة بين خصائص المجتمعات المختلفة من واقع دراسة العينات (اختبارات الفروض الإحصائية) وهذا الباب يعتبر جانب أساسي وجوهري في علم الإحصائية) وهذا الباب من خلاله دراسة الموضوعات التالية:

الفصل الأول: نظرية العينات والتقدير.

الفصل الثانى: اختبارات الفروض الإحصائية.

## الفصل الأول نظرية العينات والتقدير

### بعض التعاريف الهامة:

### 1 – الخطأ المعياري Standard Error

إذا كان لدينا مجتمع معين حجمه (ن) وسحبنا من هذا المجتمع عدة عينات متساوية الحجم وبفرض أن حجم كل عينة (ن) فيصبح لدينا مجتمع

جديد هو مجتمع العينات المسحوبة من المجتمع الأصلي وعددها =  $\overset{\circ}{\circ}$ 

وبفرض أننا قمنا بحساب أحد المقاييس الإحصائية الهامة للمجتمع الأصلي وبحساب نفس المقياس لكل عينة من العينات المسحوبة من هذا المجتمع ، وبفرض أن هذا المقياس الإحصائي هو الوسط الحسابي ، وإذا رمزنا للوسط الحسابي للمجتمع بالرمز ( $\mu$ ) أو الرمز المعرب (م) وبفرض أن الأوساط الحسابية للعينات المسحوبة من المجتمع هي:

 $\overline{\omega}$  ، . . . .  $\overline{\omega}$  ،  $\overline{\omega}$  ،  $\overline{\omega}$  ,  $\overline{\omega}$ 

ويُكون مجتمع الأوساط الحسابية للعينات السابق توزيع جديد يطلق عليه توزيع المعاينة وأهم خصائص هذا التوزيع هي:

أ- إذا كان توزيع المجتمع الأصلي توزيعاً متماثلاً أو معتدلاً كان توزيع المعاينة (المتوسطات) توزيعاً متماثلاً أيضاً وخاصة إذا كان حجم العينة كبيراً بحيث لا يقل عن 70 مفردة أي أن (ن10 )

- ب- يوجد انحرافات بين الوسط الحسابي للمجتمع (م) والأوساط الحسابية
   للعينات بعضها موجب وبعضها سالب ومجموع الانحرافات دائماً =
   صفر.
- ج- متوسط المجتمع (م) هو متوسط الأوساط الحسابية لمجتمع العينات الصغيرة (توزيع المعاينة) المتساوية الحجم أي أن:

$$c = 0$$

ويمكن كتابتها باختصار كما يلى:

$$\frac{\overline{\alpha} - \overline{\omega}}{\dot{\sigma}} = \frac{\alpha}{\dot{\sigma}}$$

- د- الانحرافات السابقة الموجبة والسالبة تزيد وتنقص حسب مدى التشتت أو التباين بين مفردات المجتمع الأصلي (بعضها البعض) أي أنها تتأثر بالانحراف المعياري لمفردات المجتمع الأصلي.
- ه الانحراف المعياري لتوزيع المعاينة (التوزيع العيني للمتوسطات) ويمكن أن نطلق عليه اصطلاح الخطأ المعياري Standard Error و يمكن حسانه من العلاقة التالية:

بفرض أن الانحراف المعياري للمجتمع الأصلي (σ) أو الرمز المعرب ع فإن:

الخطأ المعياري للوسط الحسابي:

$$\frac{3}{\sqrt{0}} = \frac{3}{\sqrt{0}} = \frac{3$$

وفي حالة عدم توافر الانحراف المعياري للمجتمع يتم الاستعاضة عنه بالانحراف المعياري للعينة (ع) ويصبح:

$$\frac{2}{\sqrt{0}} = \frac{2}{\sqrt{0}}$$

- و يعتبر الخطأ المعياري السابق دالة لمتغيرين هما: الانحراف المعياري للمجتمع الأصلي وحجم العينة أي أن ع = = (3,0) و و تكون هناك علاقة طردية بين الخطأ المعياري و الانحراف المعياري و علاقة عكسية بين الخطأ المعياري وحجم العينة.
- ز يعتبر الخطأ المعياري دلالة هامة أو مؤشر هام في نظرية التقدير وخاصة عند استنتاج مقاييس المجتمع من مقاييس العينة أو عند مقارنة نتائج العينات بنتائج المجتمع وتحديد مدى دلالة الفروق والانحرافات بينها.

### Parameters and Statistics والتقديرات – المعالم (المعلمات) والتقديرات

المعلمة عبارة عن قيمة أو مقياس محسوب من المجتمع الأصلي أما ما يقابل هذه القيم والمقاييس والمحسوبة من العينات تسمى تقديرات أو مقاييس إحصائية ، ومعلمات المجتمع دائماً ثابتة في حين أن التقديرات أو المقاييس الإحصائية المحسوبة من العينات فهي دائماً غير ثابتة وتتعرض للأخطاء العشوائية ، وستتركز دراستنا في هذا الفصل على المقياس الإحصائي الهام "الوسط الحسابي" المحسوب من عينة بالإضافة للتقديرات المحسوبة من عينات على شكل نسب مئوية ، وإمكانية مقارنة هذه المقاييس أو التقديرات بمعالم المجتمع أو استخدامها لتقدير معالم المجتمع

، والأسلوب الذي سوف نطبقه على الوسط الحسابي والنسبة يمكن استمراره للتطبيق على باقى المقاييس والتقديرات الإحصائية الأخرى.

### ٣ – نظرية النهاية المركزية: Central Limit Theorem

إذا كان المجتمع كبير أو مجتمع غير محدود أياً كان نوع التوزيع متماثلاً أو غير متماثل فإن توزيع المعاينة (المتوسطات):  $\overline{w}_1$ ,  $\overline{w}_2$ ,  $\overline{w}_3$ ,  $\overline{w}_3$ ,  $\overline{w}_3$  المينة هذا التوزيع نحو التماثل أو الاعتدال بزيادة حجم العينة زيادة كبيرة جداً.

### ٤ - معامل تصحيح العينات الصغيرة (أو المجتمعات المحدودة):

عند حساب الخطأ المعياري للوسط الحسابي 3 - m يتم ضرب هذا الخطأ في معامل التصحيح التالي:

معامل التصحيح = 
$$\sqrt{\frac{\dot{\upsilon} - \dot{\upsilon}}{1 - \dot{\upsilon}}}$$
 حيث ن حجم المعينة.

ويطلق عليه معامل تصحيح المجتمع المحدود أو العينات الصغيرة "Finite Population Correction Factor" وفي المجتمعات الكبيرة جداً (عندما ن تكون كبيرة جداً فإن معامل التصحيح يقترب من الواحد الصحيح وبالتالي يمكن إهماله).

وعموماً قرر الاحصائيون إهمال هذا المعامل إذا كانت العلاقة بين حجم العينة وحجم المجتمع هي:

ن > ٠,٠٥ من حجم المجتمع أو ن > ٣٠ مفردة في حالة صعوبة حصر المجتمع أو عده

وإذا استخدمنا معامل التصحيح السابق في العينات الصغيرة يمكن حساب الخطأ المعياري باستخدام العلاقة التالية:

$$\frac{\dot{\upsilon} - \dot{\upsilon}}{1 - \dot{\upsilon}} / \times \frac{\sigma}{\dot{\upsilon}} = \omega \sigma$$

و بتعريب بعض الرموز السابقة يصبح القانون:

$$\frac{\dot{\upsilon} - \dot{\upsilon}}{\dot{\upsilon}} / \times \frac{\dot{z}}{\dot{\upsilon}} = \omega$$

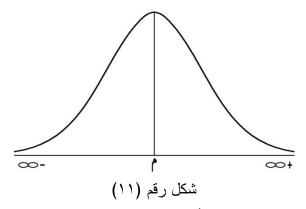
أو باستخدام الانحراف المعياري للعينة في حالة عدم توافر الانحراف المعياري للمجتمع.

### تقدير معالم المجتمع من واقع بيانات العينات الكبيرة:

سنتعرض هنا لدراسة العينات الكبيرة والتي يزيد حجمها عن ٣٠ مفردة أو حجمها يزيد عن ٥٪ من حجم المجتمع الأصلي وبالتالي سنهمل معامل التصحيح السابق.

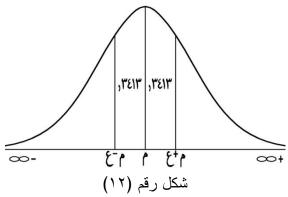
### أولا: المجتمع الذي يقدر مركزه على شكل الوسط الحسابي:

يعتبر الوسط الحسابي المحسوب من عينة من أهم المقاييس والتي تتميز أو ينطبق عليها بكفاءة اختبارات جودة التقدير من حيث: عدم التحيز الاتساق – الكفاءة – الكفاية , وبالتالي فإن تقدير مركز المجتمع عن طريق الوسط الحسابي للعينة يعتبر تقدير ملائم وجيد ويتم تقدير مركز المجتمع إما علي شكل نقطة أو خلال فترة ثقة مناسبة , والتقدير خلال فترة يعتبر أدق نظراً لأن تعميم الوسط الحسابي س كما هو تماماً علي المجتمع يحوى خطأ عشوائي أو خطأ صدفة (الخطأ المعياري) , وإذا رجعنا للتوزيع الطبيعي المتماثل والذي يأخذ الشكل التالي:

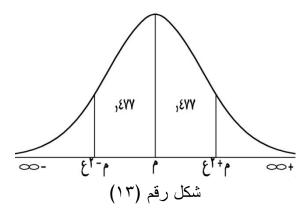


وباستخدام جدول المساحات أسفل المنحني الطبيعي يمكن التوصل للنتائج التالية:

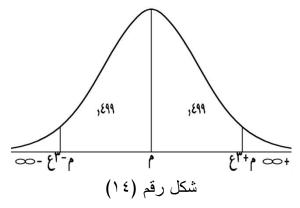
إن المسافة التي تبعد عن الوسط الحسابي بمقدار انحراف معياري واحد علي جانبي الوسط الحسابي تشمل ٦٨,٢٧٪ من مفردات هذا التوزيع ويمكن اعتبار هذه النسبة (الاحتمال) درجة ثقة أو تأكد في التقدير كما يتضح من الشكل التالي:



٢ - إن المسافة التي تبعد عن الوسط الحسابي بمقدار انحرافين معياريين
 علي جانبي الوسط الحسابي تشمل ٩٥,٤٥٪ من مفردات هذا
 التوزيع كما يتضح من الشكل التالى:



٣ – إن المسافة التي تبعد عن الوسط الحسابي بمقدار ثلاثة انحرافات معيارية علي جانبي الوسط الحسابي تشمل ٩٩,٧٣٪ من مفردات هذا التوزيع, كما يتضح من الشكل التالي:



ويطلق علي درجة الثقة أو الاحتمال الرمز (بيتا  $\beta$ ) كما يطلق علي متمم درجة الثقة أو درجة التأكد مستوي المعنوية "Level of Significance" وهي درجة عدم التأكد ونرمز لها بالرمز (الفا  $\infty$ ) أي أن:

$$1 = \infty + \beta$$

كما يطلق على الحدين:

م + ع ، م - ع أو م + ٢ع ، م - ٢ع أو م + ٣ع ، م - ٣ع حدى الثقة ويعتبر التقديرين الثاني والثالث الأكثر شيوعاً أو استخداما لتدني نسبة الخطأ في التقدير حيث أنها لا تتجاوز ٥٪

كما يمكن للباحثين استخدام جدول المساحات أسفل المنحني الطبيعي للحصول على نسب واحتمالات أخرى متعددة.

### تقدير الوسط الحسابي للمجتمع (م) خلال فترة ثقة مناسبة:

نجد أن الوسط الحسابي للمجتمع (م) يتراوح بين الوسط الحسابي للعينة ± الخطأ المعياري للوسط الحسابي وذلك بدرجة ثقة معينة أي أن م تتراوح بين:

$$\frac{3}{\sqrt{10}}$$
 بدرجة ثقة ۲۸,۲۷٪ بدرجة بنت  $\sqrt{10}$ 

$$\frac{3}{\sqrt{0}}$$
 بدرجة ثقة ۹۹,۷۳٪ بدرجة  $\frac{3}{\sqrt{0}}$ 

وإذا استبعدنا النسبة الأولي من مجال التقدير لأنها تحتوي علي نسبة خطأ أو نسبة عدم تأكد كبيرة في التقدير تقترب من ٣٦٪ ولذلك سنكتفي بالنسبتين الثانية والثالثة وإذا حولنا درجات الثقة في هاتين النسبتين إلى أعداد صحيحة ٩٥٪، ٩٥٪ تتغير الأرقام ٣, ٣ ضعف وثلاثة أمثال الخطأ المعياري من واقع جدول المساحات أسفل المنحني الطبيعي إلى الأرقام التالية ٢,٥٨، ١,٩٦ ويتغير التقدير السابق إلى ما يلى:

الوسط الحسابي للمجتمع م يتراوح بين:

$$\frac{3}{\sqrt{i}}$$
 بدرجة ثقة ۹۰٪  $\frac{3}{\sqrt{i}}$ 

### المثال الأول:

بلغ متوسط الأجر لعينة من عمال إحدى الصناعات حجمها ١٠٠ عامل المما على المحتوية من عمال الأجر في هذه الصناعة هو ٢٥ جنيه قدر بفترة ثقة مناسبة متوسط الأجر في هذه الصناعة عموماً.

### الحل:

$$70 = \frac{7}{4}$$
  $\sqrt{100} = \sqrt{100}$ 

متوسط الأجر في الصناعة عموماً (م) يتراوح بين:

$$\frac{3}{\sqrt{0}}$$
 بدرجة ثقة ه٤٥،٥٥٪  $\frac{\sqrt{2}}{\sqrt{0}}$ 

أي أن م تتراوح بين ١٧٩ جنيه , ١٨١ جنيه بدرجة ثقة ٩٥,٤٥٪ وإذا غيرنا درجة الثقة إلى ٩٩,٧٣٪ يختلف التقدير كما يلي:

متوسط الأجر في الصناعة عموماً (م) يتراوح بين:

$$\frac{3}{\sqrt{i}}$$
 بدرجة ثقة ۹۹,۷۳٪ بدرجة ثقة  $\sqrt{i}$ 

أي أن م نتراوح بين ١٧٨,٥ جنيه ، ١٨١,٥ جنيه بدرجة ثقة ٩٩,٧٣٪

### المثال الثاني:

١,	۲۰-۱۰۰	<b>-</b> 人•	-7.	- ٤ •	-7.	متوسط وزن الوحدة بالجرام
	10	70	٣٥	10	١.	عدد الوحدات

قدر عند مستوي معنوية  $\infty = 0$ ٪ متوسط الوزن في المصنع عموماً.

### الحل:

يتم أولاً حساب الوسط لحسابي والتباين والانحراف المعياري للعينة السابقة كما يلى:

ك كخ	ك ك	と	ح	س	ك	.9
٤٠	۲	۲-	٤ ٠-	٣.	١.	-7.
10	10-	1-	۲	٥٠	10	- ٤ •
•	•	•	•	٧٠	70	-7.
70	70	١	۲.	٩.	70	<b>-</b> ∧•
٦٠	٣.	۲	٤.	11.	10	171
1 2 .	۲.				١	
مجے ك ح	مجے ك ح				مجــ ك	

$$\overline{U} = \underline{d} \times \frac{A + \underline{b} - \underline{b}}{A + \underline{b}} + \underline{b}$$

$$\vee \cdot + \frac{\vee \cdot}{\vee \cdot} \times \vee \cdot =$$

$$3^{7} = 4^{7} \left( \frac{\stackrel{\wedge}{\text{A-b}}}{\stackrel{\wedge}{\text{A-b}}} - \frac{\stackrel{\wedge}{\text{A-b}}}{\stackrel{\wedge}{\text{A-b}}} \right)^{7}$$

$$\left( \left( \frac{\gamma}{1 \cdot \cdot} \right) - \frac{1 \cdot \cdot}{1 \cdot \cdot} \right)^{\gamma} \gamma \cdot =$$

ع 
$$^{7}$$
 جرام  $\times$  د  $\times$  د  $\times$  د  $\times$  د  $\times$  د  $\times$  ع  $\times$  د  $\times$  د جرام

$$(c. -1) = \infty - 1 = \infty - 1 = 0$$
درجة الثقة = 1  $- \infty - 1 = \infty$ 

متوسط الوزن في الصناعة عموماً (م) يتراوح بين:

٦٩,٤٣ جرام ، ٧٨,٥٧ جرام وذلك بدرجة ثقة ٩٥٪

### ثانياً: المجتمع الذي يقدر مركزه على شكل نسبة:

في بعض البحوث أو الدراسات الاحصائية يلجأ الباحثون لقياس مركز المجتمع أو مركز العينة على شكل نسبة مئوية كأن نقول مثلاً إن نسبة الأميين في مجتمع الريف المصري أو في عينة من قري الريف المصري تبلغ ٢٠٪ وعلى سبيل المثال أيضاً يمكن أن نقول أن نسبة النجاح في مادة الإحصاء لطلبة السنة الثالثة بكلية التجارة جامعة القاهرة دفعة ٢٠١٢ تبلغ ٥٠% وعلى سبيل المثال أيضاً يمكن أن تقول أن نسبة المتعطلين في مجتمع ما تبلغ ١٠٪ وهكذا , وإذا رمزنا لنسبة تحقق الظاهرة في المجتمع الأصلي بالرمز (ح) ولنسبة عدم تحقق الظاهرة في المجتمع بالرمز (ل) حيث:

$$\therefore \quad \sigma = 1 - U$$

$$\lambda = 1 - 1$$

وإذا رمزنا لنفس النسب في العينة بالرموز ح ، لَ

ويمكن حساب الخطأ المعياري في حالة النسبة من العلاقة التالية:

وإذا رمزنا للخطأ المعياري في حالة النسبة بالرمز  $\sigma_5$  أو الرمز المعرب عج حيث:

$$\frac{\widehat{j}\widehat{c}}{\dot{\upsilon}} = \int_{0}^{\infty} \frac{\partial \widehat{c}}{\partial z} dz$$

وفي حالة المجتمعات المحدودة (أو العينات الصغيرة التي تعادل ٣٠ مفردة أو أقل أو لا يتجاوز ٥٪ من حجم المجتمع الأصلي) يستخدم معامل التصحيح السابق بحيث يصبح الخطأ المعياري في حالة النسبة:

$$\frac{\overrightarrow{0} - \overrightarrow{0}}{\cancel{0} - \cancel{0}} / \times \frac{\overrightarrow{0} - \cancel{0}}{\cancel{0}} / = 2$$

### توزيع المعاينة في حالة النسب:

وبنفس طريقة توزيع المعاينة في الأوساط الحسابية , إذا كان لدينا مجتمع ونسبة تحقق ظاهرة معينة في المجتمع (ح) وتم سحب عينات عددها

ر ن وتم حساب النسب المناظرة في كل عينة وكانت النسب هي: قن

څ، ، څ، ، څ، ، ، څن

فإن توزيع النسب السابق يطلق عليه توزيع معاينة ويقترب من التوزيع الطبيعي.

### تقدير النسبة في المجتمع (ح) خلال فترة ثقة مناسبة:

نجد أن النسبة في المجتمع (ح) تتراوح بين:

النسبة في العينة ± الخطأ المعياري للنسبة بدرجة ثقة معينة أي أن (ح) تتراوح بين:

$$\frac{\widehat{\widehat{\mathcal{C}}}}{\widehat{\widehat{\mathcal{C}}}}$$
 بدرجة ثقة ه١٥,٥٥٪  $\times \Upsilon + \widehat{\widehat{\mathcal{C}}}$   $\times \Upsilon + \widehat{\widehat{\mathcal{C}}}$  بدرجة ثقة ٩٩,٧٣٪  $\widehat{\widehat{\mathcal{C}}}$  بدرجة ثقة ٩٩,٧٣٪

أو استخدام درجات الثقة الصحيحة ٩٥%, ٩٩٪ حيث:

$$\frac{\widehat{\widehat{\mathcal{J}}}}{\widehat{\widehat{\mathcal{J}}}}$$
 بدرجة ثقة ۹۰٪  $\times$  ۱,۹۲  $\pm$   $\hat{\mathcal{J}}$ 

$$\hat{\mathcal{J}} \times \Upsilon, \circ \Lambda \pm \hat{\mathcal{J}} \times \Upsilon, \circ \Lambda \pm \hat{\mathcal{J}}$$
بدرجة ثقة ۹۹٪

سحبنا عينة عشوائية من طلبة كلية التجارة - جامعة القاهرة من السنة الثالثة دفعة ٢٠١٢ حجمها ٥٠٠ طالباً حيث وجد أن من بينهم ٤٥٠ طالباً ناجحاً في مادة الإحصاء قدر بفترات ثقة ٩٥٪ ، ٩٩٪ نسبة النجاح في مادة الإحصاء لطلبة السنة الثالثة عامة.

### الحل:

$$\hat{}$$
نسبة النجاح في العينة  $\hat{}$  =  $\hat{}$  العينة

$$\cdot$$
. نسبة الرسوب في العينة  $\hat{U} = 1 - .9. - ...$ 

النسبة العامة للنجاح تتراوح بين:

•,• ٢٦ ± •,9 •

بدرجة ثقة ه ٩٪ 
$$\times$$
  $\times$  1,97  $\times$   $\times$  1,97  $\times$  1

وبضرب النسب السابقة في ١٠٠ لتحويلها لنسب مئوية نجد أن:

النسبة العامة للنجاح في مادة الإحصاء تتراوح بين:

كما تتراوح نسبة النجاح في مادة الإحصاء عامة بين:

۰٫۰۳٤٦ ± ۰٫۹۰ بدرجة ثقة ۹۹٪

۰٫۹۳٤٦، ، ۹۹۳٤٦، بدرجة ثقة ۹۹٪

وبضرب النسب السابقة في ١٠٠ لتحويلها لنسب مئوية نجد أن:

النسبة العامة للنجاح في مادة الإحصاء تتراوح بين:

٨٦,٥٤٪ ، ٩٣,٤٦٪ بدرجة ثقة ٩٩٪

### مثال (۲):

بلغت نسبة الأميين في عينة من قرى الريف المصري حجمها ١٠٠٠٠ فرداً ٤٠٪ احسب عند مستوي معنوية  $\infty = 1$  نسبة الأميين في مجتمع الريف المصري عموماً.

## الحل:

.: نسبة الأميين في مجتمع الريف المصري تتراوح بين:

$$\frac{\widehat{\zeta}}{\psi}$$
 بدرجة ثقة ۹۹٪  $\times$   $\sqrt{\times$  7,0 $\wedge$  ±  $\hat{\zeta}$  بدرجة ثقة ۹۹٪  $\times$  7,0 $\wedge$  + 0,5 $\wedge$  بدرجة ثقة ۹۹٪

وبتحويل النسب السابقة لنسب مئوية بضربها في ١٠٠

.. نسبة الأميين في مجتمع الريف المصري عموماً تتراوح بين:

# <u>مثال (۳):</u>

بلغت نسبة العاطلين في عينة من المجتمع المصري حجمها ٥٠٠٠ فرداً ٦٪ قدر نسبة العاطلين في المجتمع المصري عموماً وذلك عند مستوي معنوية ٥٪ وإذا كان سكان مصر في تاريخ معين يبلغ ٦٥ مليون نسمة قدر عدد المتعطلين في المجتمع المصري عموماً في هذا التاريخ.

#### الحل:

$$\mathbf{0} \cdot \mathbf{0} \cdot \mathbf{0} = \mathbf{0} \cdot \mathbf{0} \cdot \mathbf{0} = \mathbf{0} \cdot \mathbf{0} \cdot \mathbf{0} \cdot \mathbf{0} = \mathbf{0} \cdot \mathbf{0} \cdot \mathbf{0} \cdot \mathbf{0}$$

$$\infty$$
 - ۰,۰۰ - ۱ =  $\infty$  - ۱ =  $\infty$  - ۱ = ۰,۰۰ =  $\infty$ 

نسبة العاطلين في المجتمع المصري عموماً تتراوح بين:

$$\frac{\widehat{\Im}\widehat{\widehat{\Box}}}{\widehat{\Box}}$$
 بدرجة ثقة ه ۹٪  $\times$  1,97  $\pm$   $\widehat{\Box}$  بدرجة ثقة ه ۹٪  $\times$  1,97  $\pm$  ... بدرجة ثقة ه ۹٪  $\times$  1,97  $\pm$  ... بدرجة ثقة ه ۹٪

وبتحويل النسب السابقة لنسب مئوية بضربها في ١٠٠

.. نسبة العاطلين في المجتمع المصري عموماً تتراوح بين:

ويكون الحد الأدني لعدد العاطلين في مصر في ذلك التاريخ =

# الفصل الثاني اختبارات الفروض الإحصائية Testing Statistical Hypothesis

## الفرض الإحصائي:

هو تفسير مبدئي أولي للباحث عن الظاهرة محل الدراسة ويعتمد هذا التفسير علي الاستنباط أو الاستنتاج, كما يحتمل هذا التفسير صحة أو خطأ الفرض الإحصائي المبدئي, وسوف تقتصر اختبارات الفروض الإحصائية في هذا الفصل علي الوسط الحسابي أو علي النسبة المحسوبان من عينة عشوائية, وسوف يكون أما الباحث دائماً فرضان أساسيان هما:

# (۱) الفرض العدمي: Null Hypothesis

ويرمز له بالرمز (H<sub>0</sub>) ويمكن تعريبه إلي (ض.) فعند المقارنة بين نتائج العينة ونتائج المجتمع يفترض الباحث أن الوسط الحسابي للعينة أو النسبة في العينة لا يختلفان عن الوسط الحسابي للمجتمع أو النسبة في المجتمع أو يتتسابه أي تتعدم الفروق بين نتائج العينة ونتائج المجتمع فتتطابق أو تتشابه النتائج في العينة مع نتائج المجتمع تماماً وأي فروق ظاهرة نتيجة دراسة العينات تعتبر فروق بسيطة أو فروق غير جوهرية وغير معنوية وترجع لخطأ الصدفة أو الخطأ العشوائي.

وعند المقارنة بين نتائج مجتمعين (وسطين حسابيين أو نسبتين) من بيانات عينتين فيعني فرض العدم أن نتائج المجتمعين متشابهة تماماً والفروق الظاهرة غير جوهرية وغير معنوية وترجع لخطأ الصدفة أو الخطأ العشوائي.

## (٢) الفرض البديل: Alternative Hypothesis

ويرمز له بالرمز  $(H_1)$  ويمكن تعريبه إلي  $(\omega_1)$  فعند المقارنة بين نتائج العينة ونتائج المجتمع يفترض الباحث أن الوسط الحسابي للعينة أو النسبة في العينة يختلفان عن الوسط الحسابي للمجتمع أو النسبة في المجتمع والفروق الظاهرة بين نتائج العينة والمجتمع فروق جوهرية وحقيقية ولا ترجع لخطأ الصدفة أو الخطأ العشوائي.

وعند المقارنة بين نتائج مجتمعين (وسطين حسابين أو نسبتين) من بيانات عينتين فيعني الفرض البديل أن نتائج المجتمعين مختلفة تماماً والفروق الظاهرة فروق جوهرية وحقيقية ولا ترجع لخطا الصدفة أو الخطالعشوائي ولكنها ترجع لاختلاف فعلى في تركيب أو توصيف المجتمعين.

#### العينات الكبيرة:

وهي العينات التي يزيد حجمها عن ٣٠ مفردة أو تزيد عن ٥٪ من حجم المجتمع الأصلي.

# أولاً: مقارنة عينة بمجتمع:

بفرض أننا سحبنا عينة من مجتمع وكانت نتائج المجتمع معلومة لدينا, وبفرض أن هذه النتائج عبارة عن مركز المجتمع سواء كان وسط حسابي أو نسبة, وتم حساب الوسط الحسابي للعينة أو النسبة للعينة والمطلوب مقارنة نتائج العينة بنتائج المجتمع لإجراء الاختبارات التالية:

- ١ اختبار مدى عشوائية العينة.
- ٢ اختبار انتماء العينة لمجتمع معين.
  - ٣ اختبار تأثير مؤثر معين.

#### القاعدة:

نقوم بحساب فترة ثقة مناسبة من بيانات المجتمع سواء كانت متعلقة بالوسط الحسابي للعينة أو النسبة في العينة بفترة الثقة المحسوبة, فإذا وقع الوسط الحسابي أو النسبة داخل فترة الثقة نقبل الفرض العدمى (ض.) وحسب نوعية الاختبار يمكن أن نصل إلي إحدى النتائج التالية:

- العينة تعتبر عشوائية وممثلة تمثيلاً جيداً للمجتمع ونستكمل بها باقي
   الدراسات الوصفية والتحليلية المطلوبة.
- ٢ العينة تنتمي لهذا المجتمع وتمثله تمثيلاً جيداً ولا تنمي لمجتمعات
   أخرى لا تقع في مجالها.
- ٣ المؤثر الخارجي الذي أثرنا به على العينة لم يغير من نتائج العينة
   ومازالت في مجال المجتمع ومتشابهة معه تماماً في النتائج.

أما إذا وقع الوسط الحسابي أو النسبة خارج فترة الثقة نقبل الفرض البديل (ضرر) وحسب نوعية الاختبار يمكن أن نصل إلى إحدى النتائج التالية:

- العينة غير عشوائية وغير ممثلة للمجتمع وتحوى خطأ تحيز ولا نستطيع استكمال الدراسة بها ولابد من مراجعتها وتصحيحها أو تعديلها.
- ٢ العينة لا تنتمي لهذا المجتمع ولكنها تنتمي لمجتمع آخر أو مسحوبة من مجتمع آخر.

٣ - المؤثر الذي أثرنا به على العينة أثر وغير نتائج العينة بحيث اختلفت عن نتائج المجتمع وإذا كان للمؤثر تأثير إيجابي فلابد من تطبيقه أو تعميمه.

## ملاحظة:

يمكن حساب فترة الثقة المناسبة من واقع بيانات العينة سواء كانت الفترة محسوبة علي أساس الوسط الحسابي أو النسبة ثم نقارن نتائج المجتمع (وسط حسابي أو نسبة) بفترة الثقة السابقة فإذا وقعت نتائج المجتمع داخل فترة الثقة نقبل فرض العدم (ض.) وإذا وقعت نتائج المجتمع خارج فترة الثقة نقبل الفرض البديل (ض،) ونصل لنفس النتائج الثلاث السابقة.

## مثال (١):

بلغ متوسط طول الطالب في مجتمع طلبة كلية التجارة – جامعة القاهرة في العام الجامعي ٢٠١٣/٢٠١٢ – ١٦٩ سم بانحراف معياري قدره وسم , سحبنا عينة من طلبة الكلية حجمها ١٠٠٠ طالب وتم حساب متوسط الطول في العينة فوجد أنه ١٧٢ سم ، هل يمكن الحكم علي أن هذه العينة عشوائية وممثلة لطلبة كلية التجارة أم لا؟ وذلك عند مستوي معنوية ١٪، ٥٪

#### الحل:

$$m = 177$$
 سم  $m = 177$  سم  $m = 177$  سم  $m = 177$  سم  $m = 177$   $m$ 

$$\infty$$
 - ۱ = شقة = ۱ -  $\infty$  ، درجة الثقة = ۱ -  $\infty$ 

$$//90 = .,0 - 1 = ... + ... - 1 = ... + ... - 1 = ... + ... - ... = ... + ...$$

#### <u>ملاحظة هامة:</u>

نكون أو لا فترة ثقة مناسبة عند احتمال أو درجة ثقة ٩٥٪ من مركر المجتمع فإذا وقع الوسط الحسابي س داخل هذه الفترة يعتبر بديهي أن يقع داخل فترة الثقة الأكبر عند احتمال أو درجة ثقة ٩٩٪ ولا نحتاج لحساب هذه الفترة , أما إذا وقع الوسط الحسابي خارج فترة الثقة الأولي علي أساس احتمال أو درجة ثقة ٩٥٪ لابد من حساب الفترة الثانية علي أساس احتمال أو درجة ثقة ٩٥٪ فقد يقع داخلها أو خارجها , فإذا وقع داخل فترة الثقة ٩٩٪ وخارج فترة الثقة ٩٥٪ في هذه الحالة يكون هناك شك في عشوائية العينة أو شك في انتمائها لهذا المجتمع.

حساب فترة ثقة مناسبة عن مستوي معنوية  $\infty = 0$ % أو درجة ثقة 0 0 0 ومن واقع مركز المجتمع (م) كما يلى:

م 
$$\pm 1,97 \times \sqrt{\frac{3}{i}}$$
 بدرجة ثقة ۹۰٪

$$\frac{0.}{1.0.}$$
 × ۱,۹٦ ± ۱٦٩ × ۱,۹۲ × ۱,۹۲ بدرجة ثقة

#### ملاحظة هامة:

يمكن إعادة حل المثال السابق بطريقة عكسية بأن تحسب فترة ثقة مناسبة على أساس الوسط الحسابي للعينة ونصل لنفس النتيجة السابقة كما يلي:

$$\frac{3}{\sqrt{0}}$$
 بدرجة ثقة ه ٩٠٪  $\frac{3}{\sqrt{0}}$  بدرجة ثقة ه ٩٠٪  $\frac{0}{\sqrt{0}}$  بدرجة ثقة ه ٩٠٪  $\frac{0}{\sqrt{0}}$  بدرجة ثقة ه ٩٠٪ بدرجة ثقة ه ٩٠٪ بدرجة ثقة ه ٩٠٪

۱۲۸,۹سم ، ۱۷٥,۱ سم بدرجة ثقة ۹۰٪

ثم نقارن الوسط الحسابي للمجتمع (م) = 179 سم بفترة الثقة السابقة , نجد أنه يقع داخل هذه الفترة وبالتالي فبديهي أن يقع داخل فترة الثقة الأكبر إذا تم حسابها علي أساس احتمال أو درجة ثقة 99٪ إذن هذه العينة عشوائية وتتتمي لهذا المجتمع.

## مثال (٢):

بلغت نسبة وفيات الأطفال الرضع في مصر خلال السنة الميلادية ٢٠١٠ = ٢١٪ سحبنا عينة من الأطفال الرضع عددها ٥٠٠ طفل وتم مراقبة هذه العينة لمدة سنة ثم حسب عدد الوفيات من بين أطفال هذه العينة خلال

السنة فبلغ ٤٠ طفلاً, هل يمكن القول أن هذه العينة عشوائية وممثلة أم لا؟ وذلك بدرجة ثقة ٩٩٪

#### الحل:

$$\sigma = \gamma \gamma, \quad \zeta = \gamma, \quad \gamma = \gamma, \quad \zeta = \gamma, \quad$$

$$\cdot, \cdot \wedge = \frac{\xi \cdot}{\circ \cdot \cdot} = \widehat{\zeta}$$

$$\cdot,97 = \cdot, \cdot \wedge - 1 = \hat{J}$$

تحسب فترة ثقة مناسبة من النسبة في المجتمع (ح) كما يلي:

رجة ثقة ۹۹٪ 
$$\times \sqrt{\frac{5 U}{v}} \times 7,000 \pm 5$$
 بدرجة ثقة ۹۹٪  $\times 7,000 \pm 0.00$  بدرجة ثقة ۹۹٪  $\times 7,000 \pm 0.00$ 

۰,۰۱٤٥ × ۲,٥٨ ± ۰,۱۲

۰,۰۳۷ ± ۰,۱۲ غة ۹۹٪

۰,۱۵۷۰ ، ۰,۰۸۲۰ بدرجة ثقة ۹۹٪

وبتحويل النسب السابقة إلي نسب مئوية بالضرب في ١٠٠

%10, VO , %A, YO

و بما أن النسبة في العينة ٨٪ تقع خارج فترة الثقة إذن نقبل الفرض البديل بأن هذه العينة غير عشوائية أو أن هذه العينة لا تمثل سكان مصر.

### مثال (٣):

بلغ متوسط إنتاج العامل اليومي في إحدى الصناعات 7. قطعة يومياً, فإذا كان تباين عدد القطع المنتجة يومياً في هذه الصناعة 188 قطعة, سحبنا عينة من عمال المصنع عددها 0. عاملاً وأعد لهم برامج تدريبية متقدمة في الأساليب المختلفة للإنتاج وبعد انتهاء البرامج التدريبية تم قياس متوسط إنتاج العامل في العينة المدربة فوجد أنه ارتفع إلى 7. قطعة يومياً, هل يمكن القول أن البرامج التدريبية أثرت ومفيدة ورفعت متوسط إنتاج العامل اليومي فعلاً ونوصي بتعميمها أم أن هذه الزيادة متوسط إنتاج العامل اليومي فعلاً ونوصي بتعميمها أم أن هذه الزيادة زيادة ظاهرية وغير حقيقية, وذلك بفرض أن مستوي المعنوية 2.

## الحل:

م = ٠٠ قطعة 
$$3\sqrt{2} = 3.31$$
 قطعة  $3\sqrt{2} = 3.1$  قطعة  $3\sqrt{2} = 3.1$ 

تحسب فترة ثقة مناسبة من الوسط الحسابي للمجتمع (م) كما يلي:

بدرجة ثقة ۹۹٪ 
$$\frac{3}{\sqrt{i}}$$
 بدرجة ثقة ۹۹٪  $\frac{17}{\sqrt{i}}$   $\times$  7,0 $\Lambda$  ± 7. بدرجة ثقة ۹۹٪  $\frac{1}{\sqrt{i}}$  بدرجة ثقة ۹۹٪ بدرجة ثقة ۹۹٪ بدرجة ثقة ۹۹٪ بدرجة ثقة ۹۹٪ بدرجة ثقة ۹۹٪

- ٠: متوسط الإنتاج بعد التدريب ٦٦ قطعة يومياً يقع خارج فترة الثقة
- :. نقبل الفرض البديل بأن هناك زيادة حقيقية وجوهرية نتيجة التدريب ولذلك نوصى بتعميميه.

# ثانياً: المقارنة بين مركزي مجتمعين من بيانات عينتين:

#### **Testing the Difference of Two Means**

إذا سحبنا عينتان كبيرتان من مجتمعين مختلفين بحيث أن حجم العينتين معاً يزيد عن ٣٠ مفردة أو يزيد عن ٥٪ عن حجم المجتمع الأصلي , وتم حساب الوسط الحسابي لكل عينة أو النسبة لكل عينة والمطلوب اختبار الفرق بين مركزي المجتمعين الأصليين من واقع بيانات العينتين:

# ١ - الفرض العدمي: (ض.)

ويعني هذا الفرض أنه لا يوجد فرق حقيقي أو جوهري بين مركزي المجتمعين والمجتمعين متشابهين تماماً والفرق الظاهر بين مركزي العينتين فرق بسيط ويرجع لخطأ الصدفة أو الخطأ العشوائي.

# ٢ - الفرض البديل: (ض،)

ويعني هذا الفرض وجود اختلاف حقيقي وجوهري بين مركزي المجتمعين والفرق الظاهر بين مركزي العينتين فرق حقيقي ويرجع لاختلاف فعلي بين المجتمعين.

# (١) إذا كان مركزي المجتمعين على شكل الوسط الحسابي:

#### الخطوات:

١ - نحسب الخطأ المعياري المشترك المطلق للفرق بين المتوسطين
 باستخدام القانون التالي:

ويطلق علي (د) الدرجة المعيارية وتتحدد قيمتها علي أساس مستوي المعنوية أو درجة الثقة ومن واقع جدول المساحات أسفل المنحني الطبيعي.

- 1 نوجد الفرق المطلق بين المتوسطين 1
- ٣ نقارن الفرق المطلق بين المتوسطين بالخطأ المعياري المشترك:
- أ إذا كان الفرق المطلق أقل من الخطأ المعياري نقبل الفرض العدمي (ض.) بأن المجتمعين متشابهين تماماً والفرق الظاهر بين متوسطي العينتين فرق بسيط وغير جوهرى ويرجع لخطاً العشوائي.
- ب- إذا كان الفرق المطلق أكبر من الخطأ المعياري نقبل الفرض البديل (ض،) بأن المجتمعين مختلفين تماماً والفرق الظاهر بين متوسطي العينتين فرق حقيقي وجوهري ويرجع ذلك لاختلاف حقيقي بين مركزي المجتمعين.

ويمكن بطريقة أخرى حساب المقدار التالي:

ويطلق علي ( $\overline{c}$ ) الدرجة المعيارية المحسوبة ونقارن بـ (c) الدرجـة المعيارية الجدولية والمحسوبة من جـ دول المساحات أسـفل المنحنـي الطبيعي وعلى أساس مستوي معنوية معين (c) ويلاحظ الآتى:

أ – إذا كانت ( $\overline{c}$ ) المحسوبة أقل من (c) الجدولية نقبل الفرض العدمي (c) بأن المجتمعين متشابهين تماماً.

- إذا كانت  $(\overline{c})$  المحسوبة أكبر من (c) الجدولية نقبل الفرض البديل  $(-\infty)$  بأن المجتمعين مختلفين تماماً.

#### مثال (١):

أجرى اختباراً بين عينتين من الرجال والنساء لقياس مستوي تحصيلهم في اللغات عند مستوي معنوية  $(\infty) = 1$  وكانت نتائج العينتين كما يلي:

عينة الرجال	عينة النساء
ن, = ۱۲۰ رجل	ن۲ = ۱۸۰ سیدة
<u>س</u> ، = ۱۹٫۰ درجة	<del>س</del> ۲ = ۲۱ درجة
۲ ع <sub>،</sub> = ۳۱ درجة	۲ ع = ۲۵ درجة

#### الحل:

عند مستوي معنوية  $\infty = 1$  نجد أن درجة الثقة = 99

ونجد أن الدرجة المعيارية الجدولية (د) من واقع الجدول =  $\pm$  ٢,٥٨  $\therefore$  الدرجة المعيارية المطلقة =  $\pm$  ٢,٥٨

$$\frac{3}{\sqrt{2}} + \frac{3}{\sqrt{2}} + \frac{3$$

• نقارن الفرق بين المتوسطين المطلق ١,٥ بالخطأ المعياري المشترك المطلق ١,٧١ بما أن الفرق بين المتوسطين أصغر من الخطأ المعياري : نقبل الفرض العدمي (ض.) بأن المجتمعين متشابهين تماماً ويمكن القول أن مستوي تحصيل اللغات عند الرجال والنساء متعادل تماماً والفرق الظاهر بين متوسطي الدرجات فرق بسيط وغير جوهري ويرجع لخطأ الصدفة نتيجة در اسة العبنات.

# حل آخر للمثال السابق:

$$\frac{\frac{|\nabla u - \nabla u|}{|\nabla v - |\nabla u|}}{\frac{|\nabla v - |\nabla v|}{|\nabla v - |\nabla v|}} = \overline{\Delta}$$

$$\frac{|\nabla v - |\nabla v|}{|\nabla v - |\nabla v|} = \overline{\Delta}$$

$$\frac{|\nabla v - |\nabla v|}{|\nabla v - |\nabla v|} = \overline{\Delta}$$

تقارن الدرجة المعيارية المحسوبة ( $\frac{1}{2}$ ) بالدرجة المعيارية الجدولية (د) عند مستوي معنوية  $\infty = 1$  أي بالرقم |7,00|

ت المحسوبة أقل من الجدولية إذن نقبل الفرض العدمى بأن المجتمعين متشابه متشابهين تماماً أي أن مستوي تحصيل اللغات عند الرجال والنساء متشابه تماماً.

# مثال (۲):

قارن بين متوسط الأجر في المصنعين أ, ب من واقع بيانات العينتين التاليتين وذلك باحتمال أو درجة ثقة ٩٥٪

هل يمكن القول أن متوسط الأجور لعمال مصنع (ب) أكبر منه لعمال مصنع (أ)

#### الحل:

$$\frac{1}{\sqrt{2}} + \frac{1}{\sqrt{2}} \times 2 = \frac{1}{\sqrt{2$$

حيث د المطلقة من جدول المساحات أسفل المنحني الطبيعي عند مستوى معنوية ٥٪ = ١,٩٦

$$\frac{1}{100} + \frac{1}{100} \times 1,97 = \frac{1}{100} \times 1,97 =$$

$$0,7 = 7, AOVV \times 1,97 =$$

•  $| \sqrt{m} - \sqrt{m} | = | \sqrt{m} - \sqrt{m} |$ •  $| \sqrt{m} - \sqrt{m} | = | \sqrt{m} |$ •  $| \sqrt{m} - \sqrt{m} |$ 

• بما أن الفرق بين المتوسطين المطلق | ١٥ | أكبر من الخطأ المعياري المشترك المطلق | ٥,٦ | إذن نقبل الفرض البديل بأن متوسط الأجر في المصنعين مختلف تماماً ويمكن قبول الفرض القائل بأن متوسط الأجر لعمال مصنع (ب) أكبر منه لعمال مصنع (أ)

# حل آخر:

$$= \frac{|\overline{\omega}_{\gamma} - \overline{\omega}_{\gamma}|}{|\overline{\gamma}_{\gamma}|} = 2$$

$$= \frac{|\overline{\gamma}_{\gamma} + \frac{3\gamma}{\gamma}|}{|\overline{\gamma}_{\gamma}|} = \frac{|\overline{\gamma}_{\gamma} - \overline{\gamma}_{\gamma}|}{|\overline{\gamma}_{\gamma}|} = \frac{|\overline{\gamma}_{\gamma} - \overline{\gamma}_{\gamma}|}{|\overline{\gamma}_{\gamma}|} = |\overline{\gamma}_{\gamma}, |\overline{\gamma}_{\gamma}| = |\overline{\gamma}_{\gamma}, |\overline{\gamma}_{\gamma}|$$

نقارن الدرجة المعيارية المحسوبة ( $\overline{c}$ ) = |0,70| بالدرجة المعيارية الجدولية (c) = |1,97| بما أن المحسوبة أكبر من الجدولية إذن نقب الفرض البديل بأن المجتمعين مختلفين تماماً وأن متوسط الأجر لعمال مصنع (c)

# (٢) إذا كان مركزى المجتمعين على شكل نسبة:

#### الخطوات:

نحسب الخطأ المعياري المشترك المطلق للفرق بين النسبتين باستخدام
 القانون التالى:

- $iext{eq} = \frac{1}{3} \frac{1}{3} \frac{1}{3}$
- نقارن الفرق المطلق بين النسبتين بالخطأ المعياري المشترك المطلق ويترتب على ذلك ما يلى:
- إذا كان الفرق المطلق أصغر من الخطأ المعياري المشترك نقبل الفرض العدمي (ض.) بأن المجتمعين متشابهين تماماً والفرق الظاهر بين نسبتي العينتين فرق بسيط وغير جوهرى ويرجع لخطأ الصدفة.
- ب إذا كان الفرق المطلق أكبر من الخطأ المعياري المشترك نقبل الفرض البديل (ض,) بأن المجتمعين مختلفين تماماً والفرق الظاهر بين النسبتين فرق حقيقي وجوهرى ويرجع لاختلاف حقيقى بين المجتمعين.

كما يمكن بطريقة أخرى حساب المقدار التالي:

$$\frac{1\sqrt{2}-\sqrt{2}1}{\sqrt{2}\sqrt{2}+\sqrt{2}\sqrt{2}}=3$$

ويتم مقارنة الدرجة المعيارية المحسوبة ( $\overline{c}$ ) بالدرجة المعيارية الجدولية (c) والمستخرجة من جدول المساحات أسفل المنحني الطبيعي وحسب مستوي المعنوية c أو درجة الثقة المناسبة والمعطاه ويترتب علي ذلك ما يلى:

- أ إذا كانت  $(\overline{z})$  المحسوبة أصغر من (z) الجدولية تقبل الفرض العدمي  $(\omega)$  بأن المجتمعين متشابهين تماماً.
- ب- إذا كانت  $(\overline{a})$  المحسوبة أكبر من (د) الجدولية نقبل الفرض البديل  $(-\infty)$  بأن المجتمعين مختلفين تماماً.

#### <u>مثال (۳):</u>

قارن بين نسبة الوحدات الجيدة في المصنعين أ , ب من واقع بيانات العينتين التاليتين وذلك عند مستوي معنوية  $\infty=1$ %

ن، = ۱۰۰ قطعة ن = ۱۰۰ قطعة

عدد القطع الجيدة = ٩٥ قطعة عدد القطع الجيدة = ٩٣ قطعة

#### الحل:

نسبة الوحدات الجيدة في عينة مصنع (أ)

$$\cdot,90 = \frac{90}{1.0} = \cancel{5}$$

.. نسبة الوحدات الرديئة في عينة مصنع (أ)

$$\cdot, \cdot \circ = \cdot, 9 \circ - 1 = \widehat{0}$$

نسبة الوحدات الجيدة في عينة مصنع (ب)

$$\cdot, 97 = \frac{97}{\cdot \cdot \cdot} = 70,$$

نوجد الفرق المطلق بين النسبتين = 
$$|\hat{\varsigma}_{7} - \hat{\varsigma}_{7}|$$

$$|\cdot,\cdot,\cdot| = |\cdot,9\pi - \cdot90| =$$

(٣) بما أن الفرق المطلق بين النسبتين أقل من الخطأ المعياري المشترك المطلق إذن يمكن قبول الفرض العدمي (ض.) بأن المجتمعين متشابهين تماماً وأن نسبة الوحدات الجيدة متطابقة في المصنعين.

# حل آخر:

$$\frac{|\hat{z}_{y} - \hat{z}_{y}|}{|\hat{z}_{y} - \hat{z}_{y}|} = \frac{1}{2}$$

$$\frac{\left| \cdot, 9\% - \cdot, 90 \right|}{\left| \cdot, 0\% \cdot, 9\% \right|} = \frac{\left| \cdot, 0\% \cdot, 90 \right|}{\left| \cdot, 0909 \right|} = \frac{\left| \cdot, 0\% \right|}{\left| \cdot, 0909 \right|} = \frac{\left| \cdot, 0\% \right|}{\left| \cdot, 0\% \right|} = \frac{\left| \cdot, 0\%$$

- $\propto$  (د) الجدولية المطلقة عند مستوي معنوية =  $\propto$  1٪ هي ٢,٥٨  $\propto$ 
  - ∴ ( □ ) المحسوبة أصغر من (د) الجدولية.
- .. نقبل الفرض العدمى بأن نسبة الوحدات الجيدة في المصنعين متطابقة تماما والفرق الظاهر غير حقيقي ويرجع لخطأ الصدفة نتيجة دراسة العبنات.

# مثال (٤):

قارن بين نسبتي النجاح في مادة الإحصاء لطلبة كلية التجارة - جامعة القاهرة وطلبة كلية التجارة - جامعة عين شمس عن العام الدر اسي ۲۰۱۳/۲۰۱۲ وعند مستوی معنویهٔ  $\infty = 0$  وذلك من واقع بیانات العينتان التاليتان:

عينة طلبة تجارة عين شمس عينة طلبة تجارة القاهرة عدد الطلبة = ١٥٠ طالباً عدد الطلبة = ٢٠٠٠ طالباً عدد الناجحين في مادة الإحصاء عدد الناجحين في مادة الإحصاء = ۱۱۷ طالباً

#### الحل:

= ۱٦٠ طالباً

$$\bullet, \Upsilon \bullet = \bullet, \Lambda \bullet - \Upsilon = 0 \therefore \qquad \bullet, \Lambda \bullet = \frac{\Upsilon \cdot \bullet}{\Upsilon \cdot \bullet} = 0$$

، د المطلقة عند درجة ثقة ٩٥٪ = ١,٩٦

$$\frac{\overline{\widehat{\zeta}_{1}^{2}}}{\overline{\zeta}_{1}^{2}} + \frac{\overline{\widehat{\zeta}_{1}^{2}}}{\overline{\zeta}_{1}^{2}} \times 2 = \widehat{\zeta}_{1}^{2} \widehat{\zeta}_{2}^{2} \times 1,$$

$$\frac{\overline{\zeta}_{1}^{2}}{\overline{\zeta}_{1}^{2}} + \frac{\overline{\zeta}_{1}^{2}}{\overline{\zeta}_{1}^{2}} \times 1,$$

$$\frac{\overline{\zeta}_{1}^{2}}{\overline{\zeta}_{1}^{2}} \times 1,$$

$$\frac{\overline{$$

 $\bullet, \bullet \land \exists = \bullet, \bullet \xi \xi \times 1, 9 \exists =$ 

(۲) نوجد الفرق المطلق بين النسبتين = 
$$|\hat{\varsigma}_{7} - \hat{\varsigma}_{7}|$$
  
=  $|... - ...|$ 

(٣) بما أن الفرق المطلق أصغر من الخطأ المعياري المشترك المطلق النسبتين نقبل الفرض العدمي (ض.) بأن المجتمعين متشابهين تماماً وأن نسبة النجاح في مادة الإحصاء في الكليتين متشابهة والفرق الظاهر بين النسبتين راجع لخطأ الصدفة نتيجة دراسة العينات.

# <u>حل آخر:</u>

$$\frac{1}{\sqrt{2}} + \frac{1}{\sqrt{2}} = \frac{1}{2}$$

$$\frac{1}{\sqrt{2}} + \frac{1}{\sqrt{2}} + \frac{1}{\sqrt{2}} = \frac{1}{2}$$

$$\frac{1}{\sqrt{2}} + \frac{1}{\sqrt{2}} + \frac{1}{\sqrt{2}} = \frac{1}{2}$$

$$\frac{1}{\sqrt{2}} + \frac{1}{\sqrt{2}} + \frac{1}{2} + \frac{1}{2} = \frac{1}{2}$$

$$\frac{1}{\sqrt{2}} + \frac{1}{\sqrt{2}} + \frac{1}{2} = \frac{1}{2} + \frac{1}{2} = \frac{1}{2} + \frac{1}{2} = \frac{1}{2} = \frac{1}{2} + \frac{1}{2} = \frac{1}{2} = \frac{1}{2} + \frac{1}{2} = \frac{1}{2}$$

- $\overline{(\overline{c})}$  المحسوبة = ٥٤٠٠ أصغر من (د) الجدولية = ١,٩٦٠ ث
  - .: نقبل الفرض العدمي بأن المجتمعين متشابهين تماماً.

#### تمارين على الباب الثامن

- ۱ فئات الأجر ۱۰۰ ۱۰۰ ۲۰۰ ۲۰۰ ۳۰۰ ۳۰۰ عينة العمال ۸۰ ۱۲۰ ۱۰۰ ۱۰۰ ۲۰۰ المطلوب:
- أ- حساب متوسط الأجر والتباين والانحراف المعياري للعينة
   السابقة.
  - ب- قدر بفترة ثقة ٩٥٪ متوسط الأجر في المصنع عموماً.
- ۲ إذا كان متوسط طول الطالب بكلية التجارة دفعـة ٢٠١٣/٢٠١٢ ١٠٠ سم، أُخذت عينة حجمها ١٠٠ طالب وحُسب متوسط طول الطالب في العينة فوُجد أنه ١٦٨سم، هل هـذه العينـة عشـوائية وتتمي لطلبة كلية التجارة لنفس الدفعة أم لا ؟ وذلـك بفـرض أن تباين أطوال الطلبة ٣٦سم وذلك عند مستوى معنوية x = 1٪
- ٣ سحبت عينة من عمال مصنع حجمها ١٠٠ عامل وحُسب متوسط إنتاج العامل في العينة فبلغ ٢٠ قطعة يومياً بانحراف معياري قدره
   ٤ قطع ، قدر بفترة ثقة ٩٥٪ متوسط إنتاج العامل في المصنع عموماً.
- ٤ بلغ متوسط إنتاج فدان القطن في محافظة البحيرة ٨ قنطار، أخدت عينة حجمها ٥٠ فدان وتم تجربة نوع جديد من السماد لزيادة حجم المحصول على هذه العينة وبعد استخدامه زاد متوسط إنتاج الفدان في العينة إلى ٩ قنطار ، وبفرض أن تباين الإنتاج عموماً في المحافظة يبلغ ١٦ قنطاراً ، هل يمكن القول أن هذا النوع الجديد من المحافظة يبلغ ١٦ قنطاراً ، هل يمكن القول أن هذا النوع الجديد من

- السماد رفع متوسط الإنتاجية فعلاً ونوصي بتعميمه أم أن الزيادة في متوسط الإنتاجية بسيطة وترجع لخطأ الصدفة ؟ وذلك بفرض أن مستوى المعنوية  $\infty = 1$
- محبت عينة من إنتاج مصنع حجمها ١٠٠ قطعة وتم فرزها فوجد أن بها عدد ٥ قطع تالفة ، اختبر صحة الفرض القائل بأن هذه العينة غير عشوائية إذا كانت النسبة النمطية للوحدات الجيدة في المصنع عموماً لا تقل عن ٩٠٪ وذلك بدرجة ثقة ٩٩٪
  - 7 فئات الوزن بالجرام ٥- ١٠- ١٦- ٢٠- ٥٠-٥٥ عدد الوحدات ٥٠ ١٠ ٢٠ ٢٠ ١٠ المطلوب:
    - أ- أرسم منحنى المتجمع الهابط واستنتج منه وسيط الوزن.
- ب- أحسب نسبة عدد الوحدات التي تقل أوزانها عن ٢٥جرام من الرسم السابق ثم استنتج منها النسبة العامة في المصنع عموماً بدرجة ثقة ٩٥٪
- ٧ فيما يلي عينة تتكون من ١٠٠ شركة من شركات المساهمة في السوق المصري وتوزيعها حسب فئات رأس المال بالمليون جنيه:

فئات رأس المال ٥- ١٠- ٢٠- ٣٠- ٥٠- ١٥٠-١٥٠

عدد الشركات المساهمة ٨ ١٥ ٢٣ ٢٨ ٢٠ ٦

قدر بفترة ثقة مناسبة متوسط رأس المال المستثمر بالشركات المساهمة عموماً في السوق المصري عند مستوي معنوية  $\infty = 1$ ٪

- $\Lambda$  في دراسة على عينة من أصحاب الشقق بمحافظة القاهرة حجمها 1000 شقة لقياس الرغبة في شراء تأمين حريق وسطو على منازلهم أبدى منهم 100 شخصاً فقط الرغبة في شراء هذا النوع من التأمين ، قدر بدرجة ثقة 90٪ نسبة الراغبين في التعاقد على هذا النوع من التأمين في محافظة القاهرة عموماً عند مستوي معنوية  $\infty$  = 0٪
- ٩ مصنع يعمل به ١٠٠٠ عاملاً من بينهم ٧٠٠ عامل فوق سن الخامسة والثلاثين ، فإذا علمت أن ٦٠٪ من عمال جمهورية مصر العربية تزيد أعمارهم عن ٣٥ سنة ، هل يمكن الاستدلال بوجود فروق جوهرية بين هذه النسبة في المصنع ومثيلتها على مستوى الجمهورية وذلك بدرجة ثقة ٩٥٪
- ١٠ بلغ متوسط الإنتاج اليومي في مصنع (أ) ٥٥ قطعة ومتوسط الإنتاج اليومي في مصنع (ب) ٤٥ قطعة ، سُحبت عينة حجمها ٦٠ عاملاً من أحد المصنعين ، وحُسب متوسط الإنتاج اليومي للعامل في هذه العينة فبلغ ٨٨ قطعة بانحراف معياري قدره ١٦ قطعة ، حدد من أي مصنع أُخذت أو تتتمي هذه العينة وذلك عند مستوى معنوية ∞
   ١٠.

-11

فئات العمر ١٨ - ٣٠ - ٣٠ - ٥٠ - ٥٠ - ٥٠ - ٥٠ عدد المتعطلين في محافظة القاهرة بالألف عدد المتعطلين في محافظة عدد المتعطلين في محافظة الإسكندرية بالألف

هل هناك اختلاف جوهري بين متوسط عمر العاطل في كل من محافظتي القاهرة والإسكندرية وذلك بدرجة ثقة ٩٥٪

17 - قارن بين نسبتي وفيات الذكور والإناث في محافظة القاهرة من واقع بيانات العينتين التاليتين:

عينة الذكور عينة الإناث ن، = ١٠٠٠ عدد الوفيات = ١٦ وذلك بدرجة ثقة ٩٩٪

# التطبيقات

# تطبيقات على الباب الأول

# جمع وتصنيف وتبويب وعرض البيانات

## <u>التطبيق الأول:</u>

عرف علم الإحصاء وتطوره وأهميته للعلوم الإنسانية

#### <u>الإجابة:</u>

# أولا: تعريف علم الإحصاء:

علم الإحصاء هو علم تجميع وتنظيم البيانات والمعلومات عن طريق تبويبها وعرضها ثم تلخيصها في مقاييس ومؤشرات مما يفيد في:

- تحديد العلاقات الإنسانية بين البيانات
- اكتشاف وتفسير الحقائق غير الظاهرة
- التتبؤ بالمستقبل بطرق علمية تحليلية منظمة

# ثانياً: تطور علم الإحصاء:

- في العصور القديمة كانت الحاجة إلى الإحصاء تتمثل في الحاجة إلى
   حصر وعد السكان و موارد الدولة ونفقاتها
- فى العصور الوسطى تطور هذا العلم بسبب الحاجة إليه فى الحروب والغزوات لحصر الأفراد والمعدات وتحديد الضرائب وحصر وتسجيل أعداد المواليد والوفيات
- عند بداية القرن الثانى عشر توسع علم الإحصاء بسبب التطور فى علوم الرياضيات وخاصة في نظرية الاحتمالات فبعد أن كان علم

الإحصاء قاصراً على الحصر والتجميع والتسجيل امتد ليشمل القياس والتحليل

• عند قيام الثورة الصناعية بدأ استخدام علم الإحصاء بتوسع في الصناعة وذلك بعد الثورة الصناعية التي ظهرت في بريطانيا ووسط أوروبا

# ثالثاً: أهمية علم الإحصاء للعلوم الإنسانية:

تتمثل أهمية علم الإحصاء في خدمته العلماء والباحثين في البحوث والدر اسات لحل مشاكل البيئة والمجتمع

وقد ساعد علم الإحصاء في القيام بدوره في التطور الكبير في الحاسبات الآلية وقدرتها الفائقة في استخدام البرامج الإحصائية ، بالإضافة إلى دور شبكات الانترنت في سرعة نقل وتمرير المعلومات والحصول على البيانات المطلوبة للدراسات والأبحاث.

#### <u>التطبيق الثاني:</u>

حدد مراحل البحث الإحصائي

#### <u>الإجابة:</u>

مراحل البحث الإحصائي:

المرحلة الأولى: جمع البيانات من السجلات والقوائم أو من الميدان عن طريق قائمة استقصاء.

المرحلة الثانية: تصنيف وتبويب البيانات في جداول إحصائية.

المرحلة الثالثة: عرض البيانات في أشكال ورسوم بيانية.

المرحلة الرابعة: القياس لتلخيص وتفسير البيانات وتحديد العلاقات بينها. المرحلة الخامسة: التحليل والإستنباط واستقراء النتائج والتنبؤ بالمستقبل. ولدراسة المراحل السابقة لابد من تقسيم علم الإحصاء إلى قسمين:

١- الإحصاء الوصفى:

وهو علم التعامل مع البيانات الأولية لإظهار خصائصها

ويتم من خلال المراحل الأربعة الأولى وهي جمع وتبويب وعرض وقياس البيانات

## ٢- الإحصاء التحليلي:

وهو علم الإستنباط عن طريق التخطيط والتقدير والتنبؤ بالمستقبل بهدف اتخاذ القرارات الإدارية المختلفة

ويتم ذلك من خلال المرحلة الخامسة من مراحل البحث الإحصائى وهي التحليل و الإستنباط.

#### التطبيق الثالث:

حدد مصادر الحصول على المعلومات والبيانات الإحصائية

#### <u>الإجابة:</u>

تتلخص مصادر الحصول على البيانات فيما يلى:

# أولاً: المصادر التاريخية: (مصادر مباشرة)

وهى عبارة عن مصادر موثقة أو مسجلة أو مكتوبة ومتوفرة عن الظاهرة محل الدراسة وتتمثل في الكتب والتقارير والإحصاءات المنشورة .... إلخ وتنقسم المصادر التاريخية إلى:

#### ١ – مصادر داخلية:

وبمقتضاها يتم الحصول على البيانات من داخل الوحدة من واقع الدفاتر والسجلات والقوائم المالية.

#### ٢- مصادر خارجية:

وبمقتضاها يتم الحصول على البيانات من خارج الوحدة من خلال ما تتشره الوحدات الأخرى من تقارير.

وتنقسم المصادر الخارجية إلى:

# (أ) مصادر أولية (أصلية):

يقوم بإعدادها ونشرها الجهة التي قامت بإعداد وجمع البيانات وتبويبها لأول مرة.

# (ب) مصادر ثانویة:

تشمل جميع البيانات والمعلومات المسجلة والتي سبق إعدادها من مصدر أصلى آخر ثم يحصل منها الدارس على ما يحتاجه من معلومات.

# ثانياً: المصادر الميدانية: (مصادر غير مباشرة)

وتعنى أن يقوم الدارس بالحصول على المعلومات من الميدان عن طريق تصميم وإعداد قائمة استقصاء ، وتتميز هذه الطريقة أنها توفر للدارس بيانات أكثر دقة من بيانات سبق إعدادها من قبل الغير.

#### <u>التطبيق الرابع:</u>

حدد قواعد تصميم صحيفة الاستبيان وأنواع الأسئلة التي تتضمنها

## <u>الإجابة:</u>

تتمثل قواعد تصميم صحيفة الاستبيان فيما يلى:

- ١. اختيار أبسط الألفاظ الممكنة عند صياغة.
  - ٢. تحاشى الأسئلة الشخصية المحرجة.

- ٣. تحاشى الأسئلة الإيحائية التي توحى للمبحوث بإجابة معينة.
- ٤. تحاشى الأسئلة التي تحتاج لتركيز أو تعتمد على الذاكرة البعيدة.
  - ٥. تحاشى الأسئلة التي تتطلب إجراء عمليات حسابية معقدة.
  - ٦. يفضل أن تكون الأجوبة المتوقعة للأسئلة قصيرة ومختصرة.
- ٧. يجب تحاشى الأسئلة ذات الإجابات الوصفية والتركيز على الأسئلة ذات الإجابات الكمية.
  - ٨. شرح وتفسير المصطلحات المستخدمة.
  - ٩. مراعاة وضع أسئلة إضافية للمراجعة.
  - ١٠. يراعي ترك فراغاً في الاستمارة للمبحوث لإبداء أي آراء.
    - ١١. مراعاة المستوى التعليمي للمبحوثين عند صياغة الأسئلة.
- 11. عدم وضع أسئلة تكون إجاباتها مدونة في سجلات أو تقارير أو أي مصدر تاريخي.

أنواع الأسئلة التي تتضمنها صحيفة الاستبيان:

# (أ) الأسئلة ذات الاجابات الثنائية:

عادة ما يتم الإجابة على هذه الأسئلة بنعم أو لا وهي أسهل أنواع الأسئلة بالنسبة للمبحوث.

# (ب) الأسئلة ذات الاجابات المتعددة:

وغالباً ما يزيد فيها عدد الإجابات عن أثنين وعادة ما يضع المبحوث علامة (V) أمام الإجابة المناسبة وهي أيضاً سهلة بالنسبة للمبحوث.

# (ج) الأسئلة المفتوحة (الوصفية):

وهي أصعب أنواع الأسئلة عند استيفائها من المبحوث وعند تفريغها و تحليلها من جانب الدارس.

#### (د) الأسئلة محددة المعلومات:

مثل كم عمرك - كم وزنك - عدد الأولاد - عدد غرف المنزل - الحالة الاجتماعية

#### التطبيق الخامس:

تكلم عن طرق جمع البيانات الميدانية

### الإجابة:

تتمثل طرق جمع البيانات الميدانية فيما يلى:

#### ١ – المقابلة الشخصية:

يتم مقابلة المبحوث شخصياً لاستيفاء المعلومات منه وتدوينها مباشرة في قائمة الاستقصاء

عيوب هذه الطريقة	مميزات هذه الطريقة	
- تحتاج إلى وقت كبير وتكلفة عالية	- توجيه الأسئلة مباشرة للمبحوث	
- قد تحتوی علی بعض التحیز	ومن ثم تفسير أي مصطلحات	
والإيحاء	- تسجيل أية ملاحظات عن ردود	
- قد تسبب نوعاً من الإحراج في	الأفعال	
بعض الأسئلة	- استيفاء قوائم الاستقصاء بالكامل	
	- تناسب الأشخاص الأميين	

#### ٢- المراسلة (البريد):

#### وبمقتضاها يتم إرسال قوائم الاستقصاء للمبحوثين عن طريق البريد

	•
عيوب هذه الطريقة	مميزات هذه الطريقة
- ضعف نسبة ردود المبحوثين	- تغطية مساحات جغر افية و اسعة
- صعوبة الرد على بعض الأسئلة	- عدم الحرج في كتابة الإجابات
الغامضة التي تحتاج إلى تفسير	- عدم التحيز والإيحاء من جانب
- كما تشترط هذه الوسيلة إجادة	جامع البيانات
المبحوثين القراءة والكتابة (لا	- غير مكلفة في الوقت والمال
تناسب الأشخاص الأميين)	مقارنة بالمقابلة الشخصية

#### ٣- التليفون والأنترنت:

عيوب هذه الطريقة	مميزات هذه الطريقة	
- تخلو من مزايا الاتصال المباشر	- تغطية مساحات جغر افية و اسعة	
- تقتصر على فئة خاصة من	<ul> <li>امكانية توضيح أى غموض فى</li> </ul>	
المجتمع وهم أصحاب التليفونات	الأسئلة	
فقط		

#### ٤- المشاهدة والملاحظة والتجربة:

تعتمد على التجربة والملاحظة وجمع وتسجيل النتائج الخاصة بظاهرة معينة عن طريق مشاهدتها وملاحظتها.

#### التطبيق السادس:

حدد مع التقييم أساليب جمع البيانات

### <u>الإجابة:</u>

يتم جمع البيانات باستخدام اسلوبين هما:

- اسلوب الحصر الشامل
  - اسلوب العينات

#### (١) اسلوب الحصر الشامل

يعنى أن الدراسة تشمل كل مفردات المجتمع الإحصائى ويقصد بالمجتمع الإحصائى جميع المفردات التى يجمعها إطار عام واحد أو تتفق فى مجموعة خصائص عامة واحدة.

### ويوجد نوعان من المجتمع الإحصائي:

#### المجتمع المحدود:

وهذا المجتمع يمكن حصره أو عده ويتم تحديده بوضع تعريف دقيق لإطار المجتمع

#### المجتمع غير المحدود:

وهذه المجتمعات لا يمكن حصرها أو عدها ولكن يمكن وضع خصائص وصفات مميزة لها

#### تقييم أسلوب الحصر الشامل:

عيوب أسلوب الحصر الشامل	مزايا أسلوب الحصر الشامل
كلما كان المجتمع الإحصائي كبير	- لا نحتاج لتعميم النتائج عند
جداً كلِما تِطلب وقتاً طويلاً	دراسة العينات
ومجهوداً كبيراً ونفقات باهظة.	- يعتبر الأكثر ملائمة في بعض
	الدراسات مثل التعداد العام
	للسكان.
	– يعتبر ضرورى لبعض الحالات
	التى لابد من دراستها بالكامل
	مثل التطعيم ضد بعض
	الأمراض.

#### (٢) أسلوب العينات:

العينة عبارة عن جزء محدود من المجتمع يتم اختيارها بطريقة عشوائية.

الاختيار العشوائي: هو الاختيار الذي يحقق تكافؤ الفرص لجميع مفردات المجتمع ويتحقق بأحد الوسائل التالية:

أ. طريقة البطاقات أو الكروت.

ب. استخدام الحاسبات الآلية في استخراج العينة عشوائياً.

ج. جداول الأرقام العشوائية.

#### تقييم اسلوب العينات:

عيوب اسلوب العينات	مزايا اسلوب العينات	
لا توفر للباحث الدقة الكاملة لأنها	<ul> <li>توفير الوقت والجهد.</li> </ul>	
تقوم على مجموعة معينة من	- ضروری فی حالة إذا كانت	
مفردات المجتمع وتتوقف نتائج	مفردات المجتمع من النوع الذي	
الدراسة على مدى تمثيل العينة	يتلاشى بتجربته.	
للمجتمع ومدى عشوائيتها.	<ul> <li>إذا كان المجتمع غير محدود</li> </ul>	
	<ul> <li>التعمق في الدراسة بدلاً من</li> </ul>	
	السطحية عند دراسة المجتمع	

#### التطبيق السابع:

تكلم عن أنواع العينات ومجالات استخدام كل منها موضحاً المزايا والعيوب

#### <u>الإجابة:</u>

أنواع العينات:

١- العينة العشوائية البسيطة

٢ – العينة العشو ائية المنتظمة

٣- العينة العشو ائية الطبقية

١ العينة العسوانية الطبقية

٤- العينة العشوائية متعددة المراحل

### (١) العينة العشوائية البسيطة:

1	1
يتم بمقتضاها ترتيب مفردات المجتمع وترقيمها	تعريفها
داخل إطار معين ثم تسحب العينة عشوائياً بعد	
تحدید حجمها	
تستخدم في حالة ما إذا كان حجم المجتمع محدود	مجالات استخدامها
ومتجانس بمعنى أن تكون وحدات المجتمع	
متشابهة في الخصائص	
تمتاز بالبساطة وسهولة الاختيار وقلة التكاليف	المزايا
لا تصلح للمجتمعات الكبيرة حيث تحتاج لوقت	العيوب
ومجهود وتكلفة	
لا تعبر عن الطبقات المختلفة أو الخصائص	
المختلفة لمفردات المجتمع وبالتالى لا تسمح	
بالتحليل الدقيق وتعطى عادة نتائج عامة	

### (٢) العينة العشوائية المنتظمة:

يتم بمقتضاها ترقيم ثم ترتيب المجتمع ترتيباً	تعريفها
تصاعدياً أو تتازلياً ثم يقسم المجتمع إلى	
مجموعات متتالية بحيث يكون عدد المجموعات	
مساوياً لحجم العينة ويتم اختيار مفردة العينة	
الأولى من المجموعة الأولى بطريقة العينة	
العشوائية البسيطة ثم يتم تكرار اختيار نفس ترتيب	
المفردة الأولى في باقي المجموعات بانتظام.	
تصلح للمجتمعات كبيرة الحجم ولكن بشرط أن	مجالات استخدامها
تكون متجانسة	
تضمن توزيع العينة على المدى الكبير للمجتمع	المزايا
وعدم تركزها في فئات معينة	
تمتاز بالسهولة في الاختيار وقلة الجهد والتكاليف	
لا تناسب المجموعات غير المتجانسة	العيوب

### (٣) العينة العشوائية الطبقية:

يتم بمقتضاها تقسيم المجتمع إلى مجموعات	تعريفها
متجانسة ومتفقة الخصائص أي أن المفردات داخل	
كل مجموعة تكون متجانسة	
وبين المجموعات وبعضها البعض تكون متباينة	
وعادةً ما تكون المجموعات مختلفة الحجم ويتم	
توزيع العينة على الطبقات المختلفة بأحد الأساليب	
التالية:	
أ – التوزيع المتساوى	
ب – التوزيع النسبى	
ج - التوزيع الأمثل	
تصلح للمجتمعات الكبيرة غير المتجانسة أو التي	مجالات استخدامها
تتنوع الخصائص المميزة لمفرداتها	
تمثل المجتمع تمثيلاً حقيقياً ودقيقاً وبذلك تساعد	المزايا
على التحليل العميق والوصول لنتائج جيدة.	
أكثر الطرق تعقيداً وتكلفة	العيوب

### (٤) العينة العشوائية متعددة المراحل:

بمقتضاها يتم اختيار العينة على عدة خطوات أو	تعريفها
مراحل متتابعة وفي كل مرحلة نختار العينة إما	
بطريقة العينة العشوائية البسيطة أو بطريقة العينة	
العشوائية المنتظمة أو بطريقة العينة العشوائية	
الطبقية.	

#### التطبيق الثامن:

تكلم عن طرق أنواع الأخطاء في البيانات

#### <u>الإجابة:</u>

يوجد نوعان من الأخطاء في البيانات:

- خطأ التحيز
- خطأ الصدفة

### خطأ التحير (الأخطاء المنتظمة)

- أخطاء مر فوضة
- توجد عند دراسـة العينـة أو | توجد عند دراسة العينات فقط المجتمع وتظهر بصورة أكبر ● لا دخل للباحث في وجودها (غير عند دراسة المجتمع
  - عادة ما تكون مقصودة
  - عادة ما تكون في اتجاه واحد إما موجبة أو سالبة

### تتشأ من المصادر التالية:

- الإهمال من جانب الباحث
- البيانات الخاطئة من المصادر التار بخبة أو المبدانية
- الاختيار غير العشوائي لمفردات لمفردات المجتمع
  - استخدام مقاييس إحصائية غير مناسبة

### خطأ الصدفة (الأخطاء العشوائية)

- أخطاء مقبولة
- مقصو دة)
- هذه الأخطاء تكون موجبة أو سالبة ومجموع انحر افات هذه الأخطاء الموجية والسالية = صفر
- الأخطاء الصغيرة هي الأكثر شيوعاً من الأخطاء الكبيرة ما لم يكن هناك قيم شاذة في مفردات المجتمع
- العينة أي عدم تكافؤ الفرس يتناسب الخطأ العشوائي (الصدفة) تناسب عكسى مع حجم العينة

#### التطبيق التاسع:

فيما يلي عينة عشو ائية من در جات ٦٠ طالب في مادة الرياضة البحتة لطلبة كلية التجارة جامعة القاهرة مجموعة (ب) عن العام الدراسي ٢٠١٥/٢٠١٤: 1. 17 17 17 19 7. 7 17 1. 10 ١٣ ۲ 7 10 18 17 11 1. 17 ١٨ ٣ 7 1A 1Y 17 · 1 7 A 1. 11 1. 12 17 18 8 7. 19 10 17 17 11 17 12 17 0 10 17 18 10 17 1 \ ٧ ٦ المطلوب: توزيع الطلبة في ٥ فئات غير متصلة وتكوين جدول توزيع

المطلوب: توزیع الطلبة فی ٥ فئات غیر متصلة وتکوین جدول توزیع تکراری بسیط

#### <u>الحل:</u>

#### ملاحظات قبل الحل:

لإعداد جدول تكرارى على أساس الفئات للبيانات السابقة براعى ما يلى:

- يحدد المدى وهو الفرق بين أقل قيمة وأكبر قيمة وفى مثالنا يتبين أن أقل قيمة هي صفر وأكبر قيمة ٢٠

- تحديد عدد الفئات التي سوف تظهر في الجدول وهة محدودة في هذا التمرين بخمس فئات
  - تحديد طول الفئة ويتحدد على أساس المدى مقسوماً على عدد الفئات

طول الفئة = 
$$\frac{\text{المدى}}{\text{عدد الفئات}} = \frac{7}{9} = 3$$

جدول تفريغ البيانات

التكرار	تفريغ العينة	الفئات
٨	===	٤ - ٠
٦	##	9 — 0
77		1 £ - 1 .
١٨		19 - 10
۲		7 £ - 7 .
٦.	المجموع	

وإذا رمزنا للفئات بالرمز (ف) والتكرار بالرمز (ك) يمكن استنتاج جدول التوزيع التكرارى كما يلى:

جدول التوزيع التكراري للبيانات

<u>ا</u> ک	و.
٨	٤ - ٠
٦	9 - 0
77	1 £ - 1 .
١٨	19 - 10
۲	7 £ - 7 •
٦٠	مجــ ك

التطبيق العاشر:

فيما يلى عينة عشوائية من أجور عمال مصنع وعدد الوحدات المنتجة في اسبوع إذا كان حجم العينة ٥٠ عامل:

عدد الوحدات	الطول	العامل	عدد الوحدات	الأجر	العامل
١٦	٣٢	77	10	۲.	١
١٥	٤٣	۲٧	١٨	۲٥	۲
77	٤٧	۲۸	١٦	٤٠	٣
77	٣٤	۲٩	١٧	٣٥	٤
١٧	۲ ٤	۳٠	١٢	۲٧	٥
١٤	١٥	۳۱	۲.	١٥	۲
١٣	١٨	٣٢	10	١٢	٧
71	١٧	٣٣	١٦	۲ ٤	Д
١٢	٣٥	٣٤	۲.	٤٥	٩
10	٤٤	٣٥	١.	٣٢	١.
٣٤	٥٢	٣٦	١٤	٣٦	١١
١٦	77	٣٧	١٧	۲ ٤	١٢
١٤	۳۱	٣٨	70	٣٤	١٣
١٣	٣٩	٣٩	١٤	٤٦	١٤
۲۳	70	٤.	١٨	٣٥	10
70	۲۸	٤١	70	١٧	١٦
١٤	77	٤٢	77	٥٣	١٧
١.	١٤	٤٣	١٢	٤٨	١٨
10	١٨	٤٤	74	٥,	19
77	77	٤٥	١٤	70	۲.
70	٤٦	٤٦	١٦	٣٥	۲۱
۲٧	٤٧	٤٧	١.	10	77
۲۹	٥,	٤٨	۱۳	۱٧	74
٣٠	٤٨	٤٩	70	٣٦	۲٤
٣٥	77	٥٠	۲۸	٣.	70

المطلوب: فرغ العينة السابقة في جدول توزيع تكراري مزدوج في شكل فئات متساوية متصلة

الحل:

#### جدول تفريغ بيانات لمتغيرين

00-0	- ٤0	- ٤ •	-40	-٣.	-70	-7.	-10	-1.	فئات الوحدا <i>ت</i>
_	Ш	_			===	-			-1.
_	1				=	$\equiv$			-10
		1		I	=	ı	=	ı	-7.
	Ш	_				-		-	-40
		1			ı	ı		ı	-٣•
_	1	1		I		ı		ı	٤٠-٣٥

وإذا رمزنا لفئات الأجر بالرمز (س) ومجموع تكرارات فئات الأجر بالرمز (ك س)

وإذا رمزنا لفئات الوحدات المنتجة بالرمز (ص) ومجموع تكرارات فئات الوحدات المنتجة بالرمز (ك ص)

فإنه يمكن إعداد جدول توزيع تكراري للمتغيرين كما يلي :

جدول التوزيع التكراري للمتغيرين (الجدول المزدوج)

اك ص	00-0	- ٤0	- ٤ •	-40	-٣.	-70	-7.	-10	-1.	و ک
10	_	۲	ı	٣	۲	٣	_	٤	١	-1.
10		ı	٣	٣	١	۲	٤	١	١	-10
٧	١	۲	ı	ı	-	۲	_	۲	_	-7.
٩	۲	۲	ı	١	۲	١	_	١	_	-۲0
٣	١	١	ı	ı	١	_	_	_	_	-٣٠
١	_	_	_	_	-	١	_	_	_	٤٠-٣٥
٥,	٤	٧	٣	٧	٦	٩	٤	٨	۲	<u>ئ</u> س

#### التطبيق الحادي عشر:

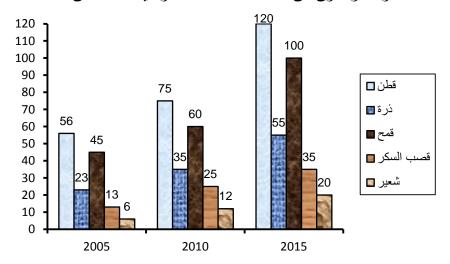
7.10	7.1.	70	السنة
١٢.	٧٥	٥٦	قطن
00	٣٥	74	ذرة
١	٦٠	٤٥	قمح
٣٥	70	١٣	قصب السكر
۲.	1 7	٦	شعير

المطلوب: (١) اعرض الجدول السابق في شكل أعمدة مناسبة

(٢) اعرض الانتاج عام ٢٠١٥ في شكل دائرة

#### الحل:

(۱) يمكن عرض الجدول السابق في شكل أعمدة متلاصقة تتكون من ثلاثة مجموعات من الأعمدة المتلاصقة كل مجموعة تمثل سنة من السنوات وتتكون من خمسة أعمدة كل عمود يمثل غلة من الغلال.



#### (٢) عرض انتاج عام ٢٠١٥ في شكل دائرة

يتم توزيع درجات الدائرة على القيم النسبية للغلال كما يلى:

$$^{\circ}$$
 ٣٦٠ X الدرجة التي تقابل المتغير  $= \frac{\text{قيمة المتغير}}{\text{مجموع القيم}}$ 

$$^{\circ}$$
 ۱۳۱ =  $^{\circ}$  ۳٦،  $\times$   $\frac{17.}{\pi\pi.}$  = ا۱۳۱ الدرجة التي تقابل القطن

$$^{\circ}$$
 الدرجة التي تقابل الذرة  $=\frac{\circ \circ}{\pi r}$  ×  $\pi$  الدرجة التي تقابل الذرة

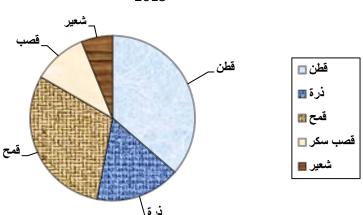
$$^{\circ}$$
 ۱۰۹ =  $^{\circ}$  ۳۲۰  $\times$  الدرجة التي تقابل القمح

$$^{\circ}$$
 الدرجة التي تقابل قصب السكر =  $\frac{^{\circ}}{^{\circ}}$   $\times$   $\times$   $\times$   $\times$  الدرجة التي تقابل قصب السكر

$$\frac{r}{m} = \frac{r}{m} \times x$$
 الدرجة التي تقابل الشعير

°٣٦.

2015



#### التطبيق الثاني عشر:

707	-140	-1 : •	-17.	-1	一人•	فئات الأجر
10.	140	٣٥.	17.	7 2 .	١	عدد العاملين

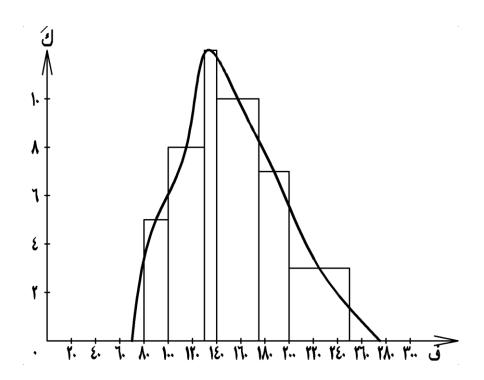
#### المطلوب:

- ١) ارسم المدرج التكراري واستنتج المنحني التكراري منه
- ٢) ارسم المنحنى المتجمع الصاعد واستنتج منه الأجر الذي يحصل على
   أقل منه ٣٠٪ من عدد العاملين
- ۳) ارسم المنحنى المتجمع الهابط واستنتج منه عدد العاملين الذين تتراوح
   أجورهم بين ١٢٠ ، ١٢٠

<u>الحل:</u>

## (۱) رسم المدرج التكراري واستنتاج المنحني التكراري منه

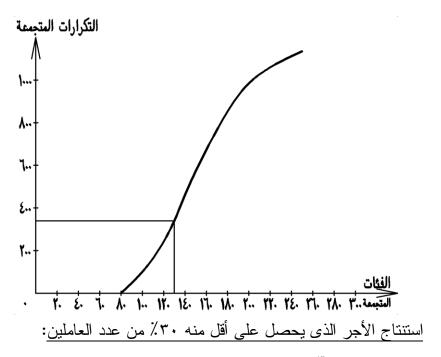
التكرار المعدل	طول الفئة	التكر ار ات	الفئات
Í	ط	ك	ف
٥	۲.	1	<b>-</b> ∧•
٨	٣.	7 2 .	-1
17	١.	17.	-17.
١.	٣٥	٣٥.	-1 : •
Υ	70	140	-140
٣	٥,	10.	707



(٢) رسم المنحنى المتجمع الصاعد واستنتاج الأجر الذي يحصل على أقل منه ٣٠٪ من عدد العاملين

### الجدول التكراري المتجمع الصاعد

التكرارات المتجمعة الصاعدة	الحدود العليا للفئات	ك	و.
صفر	أقل من ٨٠	١	-∧•
1	أقل من ١٠٠	7 2 .	-1
٣٤.	أقل من ۱۳۰	17.	-17.
٤٦٠	أقل من ١٤٠	40.	-12.
۸۱.	أقل من ١٧٥	140	-140
910	أقل من ۲۰۰	10.	707
1170	۲۵۰ فأقل		
		1100	
		مجـ ك	

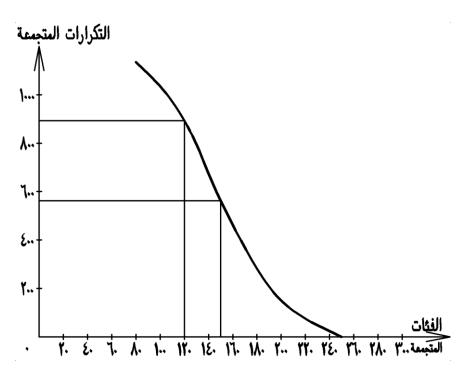


عدد العمال = 
$$\frac{\pi}{1.0}$$
 عامل عدد العمال = عامل

ونلاحظ من الجدول التكراري المتجمع الصاعد أن الأجر الذي يحصل على أقل منه ٣٤٠ عامل هو ١٣٠ جنيه تقريباً

# (٣) رسم المنحنى المتجمع الهابط واستنتاج عدد العاملين الذين تتراوح أجورهم بين ١٥٠، ١٢٠

التكرارات الهابطة	الحدود الدنيا للفئات
1100	۸۰ فأكثر
1.70	۱۰۰ فأكثر
V90	۱۳۰ فأكثر
770	۱٤٠ فأكثر
470	۱۷۰ فأكثر
10.	۲۰۰ فأكثر
صفر	أكثر من ٢٥٠



نقيم عمودين عند فئات الأجرين ١٥٠، ١٥٠ جنيه ومن نقط تقاطعهما مع المنحنى المتجمع الصاعد نرسم خطين موازيين للمحور الأفقى فيتحدد عدد العمال بالفرق بين القراءتين المحددتين على المحور الرأسى.

عدد العمال الذين تزيد أجورهم عن ١٥٠ جنيه = ٥٦٣ عامل عدد العمال الذين تزيد أجورهم عن ١٢٠ جنيه = ٨٩٤ عامل عدد العمال الذين تتراوح أجورهم بين ١٢٠جنيه ، ١٥٠ جنيه = ٣٣١ عامل

# تطبيقات على الباب الثاني

### مقاييس النزعة المركزية (المتوسطات)

#### التطبيق الأول:

#### المطلوب:

- ١. حساب متوسط الوزن
- ٢. حساب وسيط الوزن بالحساب وبالرسم
- حساب القيمة الشائعة (المنوال) للوزن بطريقة الرافعة وبالرسم

#### الحل:

### حساب منوسط الوزن:

التكرارات × مراكز الفئات	التكر ار ات	مراكز الفئات	الفئات
ك × س	<u>اک</u>	<i>س</i>	ف
170	٣.,	00	-0.
71110	٣٥.	٦٢,٥	-7.
0 5 7 7 0	٧٥٠	٧٢,٥	-70
1 ٧	۲.,	٨٥	<b>-</b> ∧•
1	١	١	119.
11970.	14		
مجے ك س	مجــ ك		

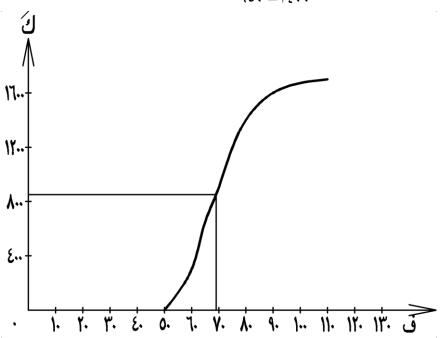
$$\forall \cdot, \xi \xi = \frac{119400}{1400} = \frac{119400}{1400} = \frac{119400}{1400} = \frac{119400}{1400}$$

### حساب وسيط الوزن بالحساب وبالرسم:

التكرارات الصاعدة	الحدود العليا للفئات
صفر	أقل من ٥٠
٣.,	أقل من ٦٠
70.	أقل من ٦٥
1 2	أقل من ٨٠
١٦٠٠	أقل من ٩٠
1 / • •	۱۱۰ فأقل

$$\lambda \circ \cdot = \frac{1 \vee \cdot \cdot}{\gamma} = \frac{1 \vee \cdot \cdot}{\gamma} = \frac{1 \vee \cdot \cdot}{\gamma}$$
ترتیب الوسیط

$$79 = \frac{70. - 10.}{10. - 15..} \times 10 + 70 = 77$$

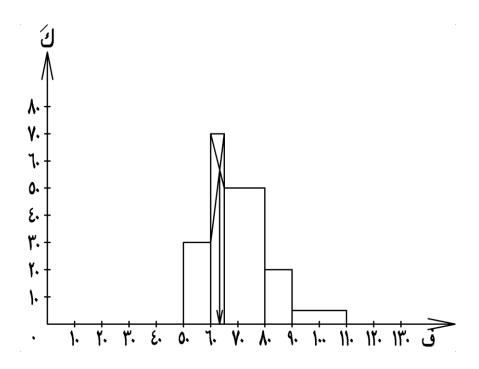


حساب القيمة الشائعة (المنوال) للوزن بطريقة الرافعة وبالرسم:

ك ÷ ط	占	ك	و.
٠٠ ك حم-١	1.	٣.,	-0.
٧٠ 🚤 ك	0	٣٥.	<b>- ७.</b>
٠٠ حــــــ الكــــــ ٥٠	10	٧٥٠	-70
۲.	١.	۲.,	-∧•
٥	۲.	١	119.

المنوال بطريقة الرافعة = بداية الفئة المنوالية + ط 
$$_{a} \times \frac{^{b} + ^{-1}}{^{b} + ^{-1}}$$

$$77,170 = \frac{0.}{7.+0.} \times 0 + 7. =$$



#### التطبيق الثاني:

٤٠-٣٠	-۲0	- 1 人	-1.	-て	صفر –	الفئات
۲.	٥,	•	٣٢.	٨.	<u>،</u>	التكرارات

#### المطلوب:

أ - ارسم المنحنيين الصاعد والهابط معاً واستنتج منهما قيمة الوسيط
 ب- ارسم المدرج التكرارى واستنتج المنوال منه

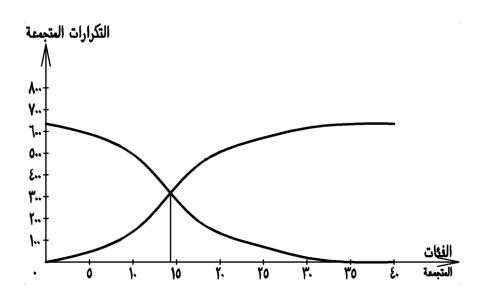
ج- استنج الوسط الحسابي من المقياسيين السابقين

#### الحل:

أ- رسم المنحنيين الصاعد والهابط معاً واستنتج منهما قيمة الوسيط

الجدول الصاعد				
التكرارات الصاعدة	الحدود العليا للفئات			
٦٠	أقل من ٦			
1 2 .	أقل من ١٠			
٤٦٠	أقل من ١٨			
070	أقل من ٢٥			
710	أقل من ٣٠			
740	٤٠ فأقل			

الجدول الهابط						
التكرارات الهابطة	الحدود الدنيا للفئات					
740	صفر فأكثر					
٥٧٥	٦ فأكثر					
٤٩٥	۱۰ فأكثر					
140	۱۸ فأكثر					
٧.	۲۰ فأكثر					
۲.	۳۰ فأكثر					
صفر	أكثر من ٤٠					

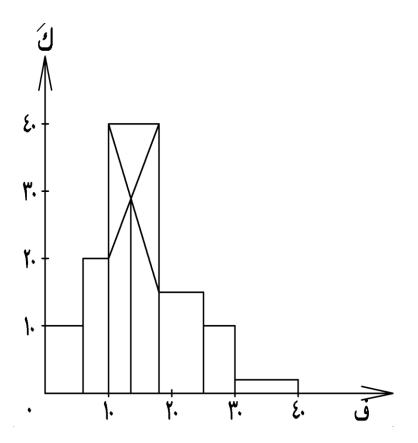


الوسيط = ١٤ تقريباً

### ب- رسم المدرج التكراري واستنتاج المنوال منه

لابد من تعديل التكرارات

ك ÷ ط	ط	ك	و
١.	٦	٦.	-•
١- ع 🕶 ٢٠	٤	٨٠	-7
<u>، ځ — ک کې </u>	٨	٣٢.	-1.
١٥ → كم ١٠	٧	1.0	-14
١.	٥	٥,	-70
۲	١.	۲.	٤٠-٣٠



المنوال = ١٣,٦

$$|\log M| = 1$$
  $|\log M| = 1$   $|\log M| = 1$ 

$$\overline{w} - a = 7 (\overline{w} - c_7)$$

$$(1\xi - \overline{\omega}) = 17,7 - \overline{\omega}$$

$$\xi \Upsilon - \overline{\omega} \Upsilon = 1 \Upsilon, \Upsilon - \overline{\omega}$$

$$17,7 + \xi Y - = \overline{w} \Upsilon - \overline{w}$$

$$Y\Lambda, \xi - = \overline{m} Y -$$

### تطبيقات على الباب الثالث

### مقاييس التشتت

#### التطبيق الأول:

۳۰۰ فأكثر	-70.	-14.	-1	-0.	أقل من ٥٠	فئات الدخل
٥	١.	٣.	40	70	10	عدد العاملين

#### المطلوب:

١. حساب مقياس تشتت مطلق ونسبى مناسب للتوزيع السابق

٢. قياس مدى إلتواء توزيع الدخل

#### <u>الحل:</u>

### المطلوب الأول: حساب مقياس تشتت مطلق ونسبى مناسب

### جدول متجمع صاعد

التكرارات المتجمعة الصاعدة	الحدود العليا للفئات	ك	ۏ
10	أقل من ٥٠	10	أقل من ٥٠
٤.	أقل من ١٠٠	70	-0.
٧٥	أقل من ۱۸۰	40	-1
1.0	أقل من ٢٥٠	٣.	-14.
110	أقل من ٣٠٠	١.	-70.
١٢.	أقل من الحد الأعلى للفئة الأخيرة	0	۳۰۰ فأكثر

$$7. = \frac{17.}{7} = \frac{-2}{7} = \frac{7}{7} = 7$$
 ترتیب الوسیط ر

$$q \cdot = \frac{1 \cdot x \cdot \pi}{\xi} = \frac{\pi \cdot x \cdot \pi}{\xi} = \frac{\pi}{\xi}$$
 ترتیب الربیع الأعلی ر

ر، = الحد الأدنى لفئة الربيع الأدنى + طول فئة الربيع الأدنى × ترتيب الربيع الأدنى حيث الهذا الأعلى - تكرار الحد الأدنى الحد الأدنى المدد الأعلى - تكرار الحد الأدنى

$$150 = \frac{5 \cdot - 7 \cdot}{5 \cdot - 70} \times 4 \cdot + 1 \cdot \cdot = 7$$

ر ٣ = الحد الأدنى لفئة الربيع الأعلى + طول فئة الربيع الأعلى × ترنيب الربيع الأعلى - تكرار الحد الأدنى تكرار الحد الأعلى - تكرار الحد الأعلى - تكرار الحد الأدنى

$$V_{10} = \frac{V_{0} - V_{0}}{V_{0} - V_{0}} \times V_{0} + V_{0} = V_{0}$$

#### مقياس تشتت مطلق (نصف المدى الربيعي)

$$\frac{c_{n}^{2}-c_{n}^{2}}{1-c_{n}^{2}}=\frac{c_{n}^{2}-c_{n}^{2}}{1-c_{n}^{2}}$$
نصف المدى الربيعى

$$\forall \lor, \circ = \frac{\land \cdot - \lor \lor \circ}{\lor} =$$

#### مقياس تشتت نسبي (معامل اختلاف ربيعي)

$$\dot{\Sigma}_{c} = \frac{c_{\gamma} - c_{\gamma}}{c_{\gamma} + c_{\gamma}} = \frac{c_{\gamma} + c_{\gamma}}{c_{\gamma} + c_{\gamma}}$$

$$\dot{\Sigma}_{c} = \frac{\lambda \cdot - \gamma \cdot c_{\gamma}}{c_{\gamma} + c_{\gamma}} = \frac{\lambda \cdot - \gamma \cdot c_{\gamma}}{c_{\gamma} + c_{\gamma}}$$

$$\dot{\Sigma}_{c} = \frac{\lambda \cdot - \gamma \cdot c_{\gamma}}{c_{\gamma} + c_{\gamma}} = \frac{\lambda \cdot c_{\gamma}}{c_{\gamma} + c_{\gamma}}$$

### المطلوب الثاني: قياس مدى إلتواء توزيع الدخل

مقیاس الالتواء ت ر = 
$$\frac{\left(v_{1}-v_{2}\right)-\left(v_{2}-v_{1}\right)}{\left(v_{1}-v_{1}\right)}$$

$$=\frac{\left(v_{1}-v_{2}\right)-\left(v_{2}-v_{1}\right)}{\left(v_{1}-v_{2}\right)}$$

$$=\frac{\delta}{100}$$
 = ۰,۰۳ پلتواء موجب جهة اليمين

#### التطبيق الثاني:

040.	- ۲ ۸ •	-70.	-7	-10.	-1	<b>-</b> 从 •	فئات الأجر
١.	۲.	٣.	٦٥	ДО	٤٥	۲.	عمال مصنع (أ)
٥	10	٣٥	٤٥	٧٥	٣٥	٣.	عمال مصنع (ب)

#### المطلوب:

أ - قارن بين تشتت الأجر في المصنعين.

ب- قارن بين التواء التوزيعين.

أو لاً: حساب الوسط الحسابي و الانحراف المعياري والمنوال لعمال المصنع أ

ك ح	ك ح	ح =س-أ	س	ك	ف
1 2 2 0 0 .	1 / • • -	<b>∀o</b> −	٩.	۲.	<b>-</b> 人 •
1170	770	٥	170	٤٥	-1
صفر	صفر	صفر	140	Λο	-10.
1770	<b>770.</b>	٥,	770	٦٥	-7
757	۲٧	٩.	770	۳.	-70.
897	۲۸	1 2 .	710	۲.	- <b>7</b>
9770	۳۷0.	70.	270	10	040.
1997	٨٥٥٠			۲۸.	
مجے ك ح	مجے ك ح			مجـ ك	

حيث أ = ١٧٥

<u>الحل:</u>

### حساب الوسط الحسابي:

$$7.0,0 = 140 + \frac{100.}{140} = 1 + \frac{100.}{140} = \frac{1}{140}$$

$$\frac{\text{zulp liver lib linearly 2:}}{\text{var.b.}} = \begin{cases} \frac{7}{\sqrt{\frac{-2 - 7}{\sqrt{\frac{1}{2} - \frac{1}{2}}}}} - \frac{7}{\sqrt{\frac{-2 - 2}{2}}} \\ \frac{7}{\sqrt{\frac{1}{2} - \frac{1}{2}}} - \frac{7}{\sqrt{\frac{1}{2} - \frac{1}{2}}} \\ \frac{7}{\sqrt{\frac{1}{2} - \frac{1}{2}}} - \frac{7}{\sqrt{\frac{1}{2}}} - \frac{7}{\sqrt{\frac{1}{2}}} - \frac{7}{\sqrt{\frac{1}{2}}} - \frac{7}{\sqrt{\frac{1}{2}}} - \frac{7}{\sqrt{\frac{1}{2}}}} \\ \frac{7}{\sqrt{\frac{1}{2} - \frac{1}{2}}} - \frac{7}{\sqrt{\frac{1}{2}}} - \frac{7}{\sqrt{\frac{1}{2}}}} - \frac{7}{\sqrt{\frac{1}{2}}} - \frac$$

#### حساب المنوال:

جدول التكرارات المعدلة

ك ÷ ط	ط	[ك	ف
1	۲.	۲.	<b>-</b> ∧•
۹,۰۰	٥,	٤٥	-1
١,٧ → كم	٥,	ДО	-10.
۱,۳ → كام ١,٣	٥.	70	-7
١	٣.	٣.	-70.
٠,٣	٧.	۲.	- <b>7</b>
٠,١	10.	10	040.
		۲۸.	

#### المنو ال بطريقة الفروق

### ثانياً: حساب الوسط الحسابي و الانحراف المعياري والمنوال لعمال المصنع ب

ك ح	ك ح	ح =س- أ	m	ك	ف
71770.	700	<b>ДО</b> —	٩٠	٣.	<b>-</b> ∧ •
۸٧٥٠٠	140	٥	170	30	-1
صفر	صفر	صفر	140	٧٥	-10.
1170	770.	٥,	770	٤٥	-۲
1150	710.	٩.	770	30	-70.
798	۲۱	1 2 .	710	10	<b>-</b> ₹ <b>∧</b> •
7170	170.	70.	570	0	040.
18.770.	£ £ 0 .			7 2 .	
مجاك ح	مجے ك ح			مجـ ك	

حبث أ = ٥٧١

#### حساب الوسط الحسابي:

۱۹۳,٥ = ۱۷٥ + 
$$\frac{250}{75}$$
 =  $\frac{1}{1}$  +  $\frac{1}{2}$  =  $\frac{1}{1}$ 

### حساب المنوال:

جدول التكرارات المعدلة

ك ÷ ط	占	ڭ	е.
0,1 ← ك	۲.	٣.	-人・
٠,٧	0 •	70	-1
٠,٥ ← ك	0 •	٧٥	-10.
٠,٩	0.	٤٥	-7
1,14	٣.	٣٥	-70.
٠,٢١	٧.	10	- ۲ ۸ •
٠, • ٣	10.	٥	070.

وبما أن أكبر تكرار معدل مكرر إذن يوجد لهذا التوزيع منوالين ولذلك سنقوم بحساب الوسيط بدلاً من المنوال

جدول التكرارات المعدلة

التكرارات المتجمعة الصاعدة	الحدود العليا للفئات	اک	ف
صفر	أقل من ۸۰	٣.	一人•
٣.	أقل من ١٠٠	70	-1
٦٥	أقل من ١٥٠	٧٥	-10.
١٤٠	أقل من ۲۰۰	٤٥	- ۲
110	أقل من ٢٥٠	70	-40.
۲۲.	أقل من ۲۸۰	10	- ۲ ۸ •
740	أقل من ٣٥٠	0	0
۲٤.	٠٠٠ فأقل		

$$17. = \frac{75.}{7} = \frac{\frac{1}{4}}{7} = \frac{75.}{7}$$
 ترتیب الوسیط ر

$$1 \text{ } 1 \text{ } 2 \text{ } 1 \text{ }$$

#### مقياس تشتت نسبي (معامل اختلاف ربيعي)

معامل الاختلاف المعيارى = 
$$\frac{\text{الانحراف المعيارى}}{\text{الوسط الحسابى}}$$

$$\% \text{ TA,Y} = \text{ I...} \times \frac{\text{VA,E}}{\text{Y.o,o}} = \text{ I...} \times \frac{\text{Y}}{\text{VA}} = \frac{\text{YA,E}}{\text{VA,O}} = \text{VA,Y}$$

$$\dot{\gamma}_{3\gamma} = \frac{\gamma}{\omega_{\gamma}} \times \frac{\gamma, \xi}{197,0} = 1... \times \frac{\gamma^{\xi}}{197,0} = \frac{\gamma}{\gamma}$$

الأجور في مصنع (أ) أكثر تشتت من الأجور في مصنع (ب)

$$\frac{1}{3}, \forall \lambda + \frac{1}{3} = \frac{\left(1, \lambda , \nabla - 1, \nabla , 0\right)}{2} = \frac{\left(1, \lambda , \nabla - 1, \nabla , 0\right)}{2} = \frac{1}{3}$$

$$., \Upsilon 9 + = \frac{\left( \Upsilon , \Upsilon , \Upsilon - \Upsilon , \sigma \right) \Upsilon}{\Upsilon , \varepsilon} = \frac{\left( \Upsilon , \Upsilon , \Upsilon - \Upsilon , \sigma \right) \Upsilon}{\Upsilon , \varepsilon} = \frac{\left( \Upsilon , \Gamma , \Gamma , \Gamma , \sigma \right) \Upsilon}{\Upsilon , \varepsilon} = \frac{\Gamma , \Gamma , \Gamma , \sigma}{\Upsilon , \varepsilon}$$

التوزيع الأول للأجور أقل إلتواءا من التوزيع الثاني و التواء التوزيعين موجب جهة البمين بقترب من التماثل

## تطبيقات على الباب الرابع

### الارتباط والانحدار

#### التطبيق الأول:

٧٠	١	٧.	٩.	٧.	70	٤٥	٣.	۲.	10	الأسعار
10	11	٨	٦	10	١٢	١.	٦	٨	٦	الكميات

#### المطلوب:

أ - احسب معامل ارتباط بيرسون بين الأسعار والكميات

ب - احسب معامل ارتباط سبيرمان للرتب بين الأسعار والكميات

جــ - أوجد معادلة انحدار الأسعار على الكميات وتنبأ بالسعر عندما تكون الكمية ٢٠ وحدة

د - أوجد معادلة انحدار الكميات على الأسعار وتنبأ بالكمية عندما يكون السعر ١٢٠ جنبه

ه -- تأكد من صحة معامل ارتباط بيرسون عن طريق معاملي الانحدار الحل:

أ - معامل ارتباط بيرسون بين الأسعار والكميات

سوف نرمز للسعر بالرمز س ، الكمية بالرمز ص

باخترال س إلى ح
$$=\frac{w-v}{o}$$
  $\longrightarrow$  وسط فرضى لأنه أكثر تكراراً  $=\frac{w-v}{o}$  فاسم مشترك

$$\frac{\text{if } x \text{ is } x \text{$$

$$C = \frac{\dot{\mathbf{y}} \times \dot{\mathbf{y}} - \dot{\mathbf{y}} - \dot{\mathbf{y}} - \dot{\mathbf{y}} \times \dot{\mathbf{y}} - \dot{\mathbf{y}} \times \dot{\mathbf{y}}$$

ص ۲	5	حُ ص	ح س-۲۰	ص	س
٣٦	171	٦٦-	11-	٦	10
٦٤	١	٨	١	٨	۲.
٣٦	٦٤	٤٨-	λ-	7	٣.
١	70	o . –	0-	١.	٤٥
١٤٤	١	17-	1-	١٢	70
770	صفر	صفر	صفر	10	٧.
٣٦	7	7	٤	۲	٩ ٠
7 £	صفر	صفر	صفر	٨	٧.
171	٣٦	٦	٦	11	١
770	صفر	صفر	صفر	10	٧.
1.01	777	177-		9 ٧	

$$C = \sqrt{\frac{\left( \cdot (\times - \cdot \Gamma) - \left( - \circ \gamma \times \vee \rho \right) - \left( - \circ \gamma \times \vee \rho \right) \right)}{\left\{ \cdot (\times \gamma - \gamma - \gamma) - \left( - \circ \gamma \right) - \left( - \circ \gamma \times \vee \rho \right) \right\}}}$$

.. هناك ارتباط طردى متوسط نسبياً بين الأسعار والكميات

### ب - معامل ارتباط سبيرمان للرتب بين الأسعار والكميات

$$C = I - \frac{\sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1}^{n} C_{ij}}{C_{ij}}$$

$$C_{ij} = I - \sum_{j=1}^{n} C_{ij}$$

ف ۲	ف	رتب ص	رتب س	ص	س
١	1-	۲	١	٦	10
٦,٢٥	۲,٥-	٤,٥	۲	٨	۲.
١	١	۲	٣	٦	٣.
٤	۲-	٦	٤	١.	٤٥
٩	٣-	٨	0	١٢	70
٦,٢٥	۲,٥-	9,0	٧	10	٧.
٤٩	٧	۲	٩	٦	٩.
٦,٢٥	۲,٥	٤,٥	٧	٨	٧.
٩	٣	٧	١.	11	١
7,70	۲,٥-	9,0	٧	10	٧.
9.					

$$\bullet, \xi = \bullet, 09\xi - 1 = \frac{000}{99} - 1 = \frac{9000}{(1-1)} - 1 = 0$$

.. هناك ارتباط طردى متوسط نسبياً بين س ، ص

يلاحظ أنه نفس الناتج تقريباً سواء بطريقة بيرسون أو سبيرمان

س = جـ ص + د

$$\frac{0 \times \alpha - \omega - \alpha - \omega \times \alpha + \omega}{1 \times \alpha} = \frac{0}{1 \times \alpha}$$

$$0 \times \alpha + \omega \times \alpha \times \omega$$

$$0 \times \alpha + \omega \times \alpha \times \omega$$

$$0 \times \alpha + \omega \times \alpha \times \omega$$

$$\frac{0 \times (x - y) - (x - y)}{(y \times y)} = \frac{0}{(y \times y)} \times (y \times y)$$

$$\frac{\left( \begin{array}{c} (2 \times 1) \\ (2 \times 1) \end{array} \right) - \left( \begin{array}{c} (2 \times 1) \\ (2 \times 1) \end{array} \right)}{\left( \begin{array}{c} (2 \times 1) \\ (2 \times 1) \end{array} \right)} = \frac{1}{2}$$

$$\cdot, \vee = \frac{\vee ? \circ}{\vee ? \circ} =$$

$$\frac{1}{\sqrt{2}} = \frac{1}{\sqrt{2}} \times 0 + 0 \times \frac{1}{\sqrt{2}}$$
 الوسط يتأثر بالعمليات الحسابية

$$\frac{\alpha}{\omega} = \frac{\alpha}{\omega}$$

نیه 
$$oV, o = V \cdot + o \times \frac{vo-}{vo-} = \overline{vo}$$
 .:

$$\frac{9}{\sqrt{1}} = \frac{9}{\sqrt{1}} = \frac{9}{\sqrt{1}}$$
 وحدة

$$\circ \cdot, \vee = (9, \vee \times \cdot, \vee) - \circ \vee, \circ = 2 :$$

### د - ايجاد معادلة انحدار الكميات على الأسعار (ص/س)

$$\frac{\left(i\times (-1)^{2}\right) - \left(i\times (-1)^{2}\right)}{i\times (-1)^{2}} = i\times (-1)^{2}$$

$$i\times (-1)^{2} - (-1)^{2}$$

$$i\times (-1)^{2}$$

$$i$$

$$\frac{\mathsf{orv}}{\mathsf{r} \cdot \mathsf{oo}} = \frac{\left(\mathsf{orv} \times \mathsf{roo}\right) - \left(\mathsf{rov} \times \mathsf{ro}\right)}{\mathsf{r} \left(\mathsf{roo}\right) - \mathsf{rr} \times \mathsf{ro}} = \hat{\mathsf{l}}$$

$$\overline{w} = \overline{w} - \overline{w}$$

$$(\circ \lor, \circ \times \cdot, \lor \circ) - \frac{9, \lor}{\lor} = \frac{}{\circ} \times \cdot, \lor \circ - \frac{}{\circ} = \frac{}{\circ}$$

التنبؤ بالكمية ص عندما يكون السعر س = ١٢٠ جنيه

$$\xi, \forall + 1 \forall \cdot \times \cdot, \forall \circ = 0$$

∴ ص = ۲٥,۳ وحدة

# هـ التأكد من صحة معامل ارتباط بيرسون عن طريق معاملي الانحدار

:. ر = ۰,٤٢ معامل الارتباط يتطابق مع الإجابة السابقة

### التطبيق الثاني:

فيما يلى بيان الأسعار (س) والكميات (ص) لعينة حجمها ٣٠٠ سلعة في إحدى المشروعات التجارية:

المجموع	₹0.	-٤.	-٣.	-7.	س ص
٥٧	-	٧	٣٢	١٨	١.
١٠٩	17	١٨	٥A	۲۱	١٦
١٣٤	٦	٥٣	٧٥	_	77
٣٠.	١٨	٧٨	170	٣9	المجموع

## المطلوب:

- ١. احسب معامل ارتباط بيرسون ومعامل التحديد وعلق على النتائج
- ۲. اوجد معادلة انحدار (ص/س) ثم تنبأ بالكمية المتوقعة عندما يكون السعر ۸۰ جنيه

### <u>الحل:</u>

# ١) معامل ارتباط بيرسون ومعامل التحديد

بما أن الفئات متساوية فيمكن حل هذا التطبيق بطريقة الانحرافات المختزلة كما يلي:

ك 7 س 7 ص	ک <sub>س</sub> ح ۳	كسحس	ح ص	كص	70.	-٤.	-٣.	-٢٠	m m
11	٥٧	٥٧-	1-	٥٧	صفر -	V- <sub>Y</sub>	صفر ۳۲	N	١
صفر	صفر	صفر	صفر	1.9	صفر ۱۲	صفر ۱۸	صفر ۵۸	صفر ۲۱	n
70	371	371	1+	371	11/7	0° 0°	صفر ۷۵	صفر -	TT
₩.	191	W		۳.,	W	YA	170	179	كس
					<b>Y</b> +	1+	صفر	1-	ح س
				٧٥	m	YA	صفر	179-	كسكس
				189	VY	٧X	صفر	179	كس حس
				W	11	ध	صفر	1)	ك ستس

$$\frac{\left( \begin{array}{c} ( \vee \vee \vee \vee ) - ( \circ \vee \vee \vee \vee ) \\ ( \vee \vee \vee ) - ( \circ \vee \vee \vee ) \end{array} \right)}{\left\{ \begin{array}{c} ( \vee \vee \vee ) - ( \circ \vee \vee \vee \vee ) \\ ( \vee \vee \vee ) - ( \vee \vee \vee \vee ) \end{array} \right\}}$$

$$\frac{\circ \vee \vee \circ - \vee \vee \vee \vee \vee}{(\circ \vee \vee \vee \circ - \vee \vee \vee \vee))} = 0$$

ر = 
$$\frac{1۷.70}{0.1777.09}$$
 = +  $\frac{17.70}{0.1777.09}$  ارتباط طردی أقل من المتوسط

معامل التحديد 
$$(7^{\prime} = (7, 7)^{\prime})$$
 = ۱۱,۰

أى أن تأثير المتغير المستقل على المتغير التابع ١١٪ بمعنى آخر أن التغير في المتغير التابع ١١٪ منه بسبب المتغير المستقل والباقى ٨٩٪ من التغير يرجع لعوامل عشوائية

حيث (أ) = بسط معامل الارتباط على قوس (س) بدون الجذر التربيعي

أى أن أ = 
$$\frac{1 \vee \cdot \vee \circ}{\circ \vee \cdot \vee \circ} = 7$$
, أن أ

$$\frac{n}{m} = \underline{d}_{m} \times \frac{e^{-\frac{b}{m}} - e^{-\frac{b}{m}}}{e^{-\frac{b}{m}}} + \hat{d}_{m}$$

$$\frac{\alpha + \frac{b}{a} + \frac{\sigma}{a} + \frac{\sigma}{a}}{\alpha + b} + \frac{1}{a} \times \frac{\sigma}{a} + \frac{1}{a}$$

$$\overline{Q} = 1 \times \frac{VV}{V} \times 1 = \frac{VV}{V}$$
 وحدة

$$17,\xi9-17,0\xi=(77,0\times,777)-17,0\xi=\psi$$

# تطبيقات على الباب الخامس

# تحليل السلاسل الزمنية

# <u>التطبيق الأول:</u>

فيما يلى بيان بالانتاج السنوى بالمليون جنيه لأحد مصانع الغزل والنسيج:

7.15	7.17	7.17	7.11	۲.١.	۲9	۲۸	السنة
171.	99.	۸۲.	٦٣.	740	70.	170	الانتاج

### المطلوب:

- الانتاج المتوقع عام ٢٠١٦
  - ۲. أو جد  $(\frac{\infty}{\sqrt{2}} \times 1000)$  و علق على مدى صحة توفيق الخط المستقيم  $\frac{1}{2}$

### <u>الحل:</u>

<u>م</u> ۲۰۰۰ × م	مُ	س	س ص	س	الانتاج ص	السنة
٪۱٦٩٫۸	٧٣,٦	صفر	صفر	صفر	170	۲٠٠٨
<b>%97,</b> V	<b>۲0</b> /,7	١	70.	•	70.	۲۰۰۹
%\£,0	٤٤٣,٦	٤	٧٥٠	۲	٣٧٥	۲۰۱۰
٪۱۰۰,۲	٦٢٨,٦	٩	119.	٣	٦٣.	7.11
٪۱۰۰,۸	ለነ۳,٦	١٦	٣٢٨.	٤	۸۲.	7.17
%99,1	٩٩٨,٦	70	٤٩٥.	0	99.	7.18
<b>%1.</b> 7,7	١١٨٤	٣٦	٧٢٦.	ير	171.	۲٠١٤
		۹۱	١٨٣٨٠	17	٤٤	المجموع
		مج س`	مج س ص	مج س	مج ص	

اعتبرنا ٢٠٠٨ سنة أساس أو نقطة أصل

$$\frac{\dot{0} \times \alpha + \omega - \alpha + \omega \times \alpha + \omega}{\dot{0}} = \dot{0}$$

$$\dot{0} \times \dot{0} = \dot{0} \times \dot{0}$$

$$\dot{0} \times \dot{0} \times \dot{0} = \dot{0} \times \dot{0}$$

$$\dot{0} \times \dot{0} \times \dot{0} = \dot{0} \times \dot{0}$$

$$\dot{0} \times \dot{0} \times \dot{0} = \dot{0} \times \dot{0}$$

$$\dot{0} \times \dot{0} \times \dot{0} = \dot{0} \times \dot{0}$$

$$\dot{0} \times \dot{0} \times \dot{0} = \dot{0} \times \dot{0}$$

$$\dot{0} \times \dot{0} \times \dot{0} = \dot{0} \times \dot{0}$$

$$\dot{0} \times \dot{0} \times \dot{0} = \dot{0} \times \dot{0}$$

$$\dot{0} \times \dot{0} \times \dot{0} = \dot{0} \times \dot{0}$$

$$\dot{0} \times \dot{0} \times \dot{0} = \dot{0} \times \dot{0}$$

$$\dot{0} \times \dot{0} \times \dot{0} = \dot{0} \times \dot{0}$$

$$\dot{0} \times \dot{0} \times \dot{0} = \dot{0} \times \dot{0}$$

$$\dot{0} \times \dot{0} \times \dot{0} = \dot{0} \times \dot{0}$$

$$\dot{0} \times \dot{0} \times \dot{0} = \dot{0} \times \dot{0}$$

$$\dot{0} \times \dot{0} \times \dot{0} = \dot{0} \times \dot{0}$$

$$\dot{0} \times \dot{0} \times \dot{0} = \dot{0} \times \dot{0}$$

$$\dot{0} \times \dot{0} \times \dot{0} = \dot{0} \times \dot{0}$$

$$\dot{0} \times \dot{0} \times \dot{0} = \dot{0} \times \dot{0}$$

$$\dot{0} \times \dot{0} \times \dot{0} = \dot{0} \times \dot{0}$$

$$\dot{0} \times \dot{0} \times \dot{0} \times \dot{$$

.. معادلة خط الاتجاه العام للسلسلة الزمنية هي:

ص = ۱۸۵ س + ۲۳٫۲

إيجاد القيم الاتجاهية ص وذلك بالتعويض في معادلة الخط المستقيم السابقة بقيم س (٠،١،٢)

 $\forall \Upsilon, 7 = \forall \Upsilon, 7 + \cdot \times 1 \land 0 = {}_{7...}$ 

 $70A,7 = VT,7 + 1 \times 1A0 = 7.19$ 

وهكذا يمكن إضافة أعلى أى قيمة اتجاهية لإيجاد القيمة الاتجاهية التالية.

## التنبؤ بالإنتاج عام ٢٠١٦

س = السنة المطلوبة - نقطة الأصل

$$A = Y \cdot \cdot A - Y \cdot Y = A$$

ن ص = ۱۸۵ $\times$  ۸ + ۲,۳۷ = ۲,۳٥٥ ملیون جنیه  $\therefore$ 

باستثناء القيم الاتجاهية المعدلة عند عامى ٢٠١٨، ٢٠١٠ نجد أن باقى القيم الاتجاهية قريبة جداً من ١٠٠٠٪ لذلك يمكن اعتبار أن توفيق الخط المستقيم يعتبر توفيقاً جيداً.

## التطبيق الثاني:

فيما يلى بيان بالمبيعات الربع سنوية بملايين الجنيهات لإحدى الشركات الصناعية خلال عامى ٢٠١٣ ، ٢٠١٤:

	7.15			7.18				
الرابع	الثالث	الثاني	الأول	الرابع	الأول الثاني الثالث الرابع			الربع
١٧.	70	١٢.	人〇	1 80	٤٥	90	70	المبيعات

### المطلوب:

- ١. تحديد معادلة خط الاتجاه العام للسلسلة الزمنية السابقة
  - ٢. تحديد القيم الاتجاهية المخلصة من أثر الاتجاه العام
    - ٣. إعداد الدليل الموسمى
- ٤. احسب المبيعات الربع سنوية المتوقعة خلال عام ٢٠١٦

### <u>الحل:</u>

# (١) تحديد معادلة خط الاتجاه العام للسلسلة الزمنية السابقة

<u>م</u> ۲۰۰۰ ×	ر م	س ص	س۲	m	٩	الربع	السنة
<b>%97,8</b> •	٦٧,٥٠	•	•	•	70	الأول	
%17T,0·	٧٦,٩٣	90	١	١	90	الثاني	J , w
%oY,V•	10,77	٩.	٤	۲	٤٥	الثالث	7.15
107,10	9 8, 7 9	540	٩	٣	1 20	الرابع	
٪۸۲,۳۰	1.4,77	٣٤.	17	٤	٨٥	الأول	
%1 <b>.</b> Y,	117,10	٦.,	40	٥	١٢.	الثاني	<b>~</b> , <sub>4</sub>
%05,1.	۱۲۰,۰۸	٣9.	47	٦	70	الثالث	7.15
٪۱۳۰,۸۰	14.,.1	119.	٤٩	٧	١٧.	الرابع	
		٣١٤.	1 & .	۲۸	٧٩.		المجموع
		مج س ص	مج س	مج س	مج ص		

$$\frac{i \times a + \omega \omega - a + \omega \times a + \omega}{i \times a + \omega} = \int_{a}^{b} \frac{i \times a + \omega}{i \times a + \omega}$$

$$i \times a + \omega \times a + \omega$$

$$i \times a + \omega \times a + \omega$$

$$i \times a + \omega \times a + \omega$$

$$i \times a + \omega \times a + \omega$$

$$\Lambda, 97 = \frac{\forall 9. \times 7. - 71. \times \times \Lambda}{7. \times 7. \Lambda - 1. \times \times \Lambda} =$$

$$\overline{\mathbf{w}} = \overline{\mathbf{w}} - \overline{\mathbf{w}}$$

$$\frac{\frac{\lambda}{\lambda}}{\lambda} \times \int_{0}^{\infty} -\frac{\lambda}{\lambda} = \frac{\lambda}{\lambda}$$

$$\frac{\Upsilon\Lambda}{\Lambda}$$
 ×  $\Lambda$ ,  $9\Upsilon$  -  $\frac{\Upsilon9.}{\Lambda}$  =

.. معادلة خط الاتجاه العام للسلسلة الزمنية هي:

# (٢) تحديد القيمة الاتجاهية ص:

لإيجاد القيم الاتجاهية يتم التعويض في معادلة خط الاتجاه العام عن س بالقيم من ، ، ، ، ، ، ، ، الى ٧ في معادلة الاتجاه العام:

$$\forall V, o = \forall V, o + \cdot \times \Lambda, q =$$

وبإضافة أوهى ٨,٩٣ على كل قيمة اتجاهية لإيجاد القيم الاتجاهية التالية:

ص ۲ = ۲۹,۹۳ و هکذا

# (٣) إعداد الدليل الموسمى:

الدليل الموسمي	م منقل ه منه	مة من أثر الاتجاه العام	القيمة الاتجاهية المخلص	القيم الاتجاهية
سین معرستی		7.15	7.17	
/•	الاتجاهية	%	%	الربع
۸۹,۳۰	۱۷۸,٦	۸۲,۳۰	٩٦,٣٠	الأول
110,70	77.,0	١٠٧,٠٠	177,0.	الثاني
٥٣,٤٠	۱۰٦,۸	٥٤,١٠	٥٢,٧٠	الثالث
1 2 7 , 4 .	۲۸٤,٦	۱۳۰,۸۰	104,1.	الرابع
٤٠٠,٢٥	المجموع			

وفى حالة اختلاف المجموع الكلى عن ٤٠٠٪ يتم تعديل قيم الدليل الموسمى عن طريق معامل تصحيح حيث:

معامل تصحیح الدلیل الموسمی =  $\frac{5.0}{100} = \frac{5.00}{100}$  = 0.000, معامل تصحیح الدلیل الموسمی

# الدليل الموسمى المعدل:

الدليل الموسمى المعدل المطلق	الدليل الموسمى المعدل ٪	الربع
٤ ٢ ٩ ٨,٠	$A9,Y = \cdot,999TVO \times A9,T \cdot$	الأول
1,1011	$110,11 = .,999770 \times 110,70$	الثاني
٠,٥٣٣٧	$or,rv = .,999rvo \times or, \xi.$	الثالث
1,2771	$1\xi 7,71 = .,999770 \times 1\xi 7,7.$	الرابع
٤	٤٠٠	المجموع

# (٤) حساب المبيعات الربع سنوية المتوقعة خلال عام ٢٠١٦

المبيعات المتوقعة عام ٢٠١٦	*1
$\hat{\phi} = (3.97) \times \text{الدلیل الموسمی المعدل المطلق}$	الربع
$100, \Lambda V = \cdot, \Lambda 9 \Upsilon \xi \times (7 V, 0 + 1 \Upsilon \times \Lambda, 9 \Upsilon) = \hat{\omega}$	الأول
$\Upsilon 11, \xi 7 = 1, 101 \land \times (7 \lor, 0 + 17 \times \land, 97) = $	الثاني
$1.7, \forall 0 = ., 0777 \times (77, 0 + 15 \times 1, 97) = \hat{\Box}$	الثالث
$\Upsilon$ ۸٦,٤ $\Lambda$ = 1,٤ $\Upsilon$ ۲۱ × ( $\Upsilon$ ۷,0 + 10 × $\Lambda$ ,9 $\Upsilon$ ) = $\hat{\omega}$	الرابع

# تطبيقات على الباب السادس

# الأرقام القياسية

### <u>تطبيق:</u>

ل بالألف	عدد العماا	بالألف	الأجور	
۲٠٠٨	77	۲٠٠٨	77	القطاع
70	٣.	٣٥.	10.	الصناعي
۲٧.	٧٥	٨٥٠	٤٠٠	الزراعي
١٨٠	٤٠	0	٣.,	التجارى
۸.	١.	70.	١	الخدمات

إذا كان الرقم القياسي لنفقة المعيشة عام ٢٠٠٢ يبلغ ٧٥٪ والرقم القياسي لنفقة المعيشة عام ٢٠٠٨ يبلغ ٣٠٠٪ المطلوب:

١- حساب الرقم القياسي الأمثل للأجور

٢- الرقم القياسي للأجر الحقيقي وعلق على الناتج

# <u>الحل:</u>

ع, ك,	ع, ك.	ع.ك,	ع.ك.	اک ۱	ك.	ع	ب	القطاع
7770.	1.0	940.	٤٥٠٠	70	٣.	٣٥.	10.	الصناعي
7790	7770.	١ . ٨	٣٠٠٠	۲٧.	>0	٨٥٠	٤٠٠	الزراعي
9	۲	٥٤٠٠٠	17	١٨٠	٤٠	0	۳.,	التجارى
7	70	۸	١	۸.	١.	70.	١	الخدمات
۳٦٢٢٥.	9770.	14940.	٤٧٥					

# تطبيقات على الباب السابع التوزيعات الاحتمالية

# التطبيق الأول:

تبين لأحد المصانع المنتجة لقطع غيار التليفزيون أن متوسط عمر اللمبة هو ١٠٠٠ ساعة تشغيل وأن الانحراف المعيارى هو ٤٠ ساعة احسب الاحتمالات التالية:

- ۱- احتمال أن يتراوح عمر إحدى اللمبات بين ١٠٠٠ ساعة ، ١١٠٠ ساعة ، ساعة
- ۲- احتمال أن يتراوح عمر إحدى اللمبات بين ٩٥٠ ساعة ، ١٠٨٠
   ساعة
- ٣- احتمال أن يكون عمر إحدى اللمبات المختارة عشوائياً ١٠٤٠ ساعة على الأقل
  - ٤- احتمال ألا يزيد عمر إحدى اللمبات عن ١٠٢٠ ساعة

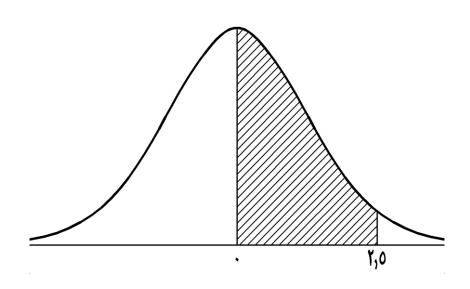
### <u>الحل:</u>

# ١- احتمال أن يتراوح عمر إحدى اللمبات بين ١٠٠٠ ساعة , ١١٠٠ ساعة:

$$U(\cdot,\cdot) \leq W \leq (\cdot,\cdot) = U(\cdot,\cdot) \leq C \leq C,$$

حیث در = 
$$\frac{w-a}{3}$$
 =  $\frac{1 \cdot \cdot \cdot - 1 \cdot \cdot \cdot}{3}$  = صفر

$$7,0 = \frac{1 \cdot \cdot \cdot - 11 \cdot \cdot}{5} = \frac{1}{5} = 0,7$$



# ٢- احتمال أن يتراوح عمر إحدى اللمبات بين ٩٥٠ ساعة . ١٠٨٠ ساعة:

$$U(\cdot \circ P \leq \omega \leq 1,70-) U(-7,1 \leq \omega \leq 7)$$

$$= U(\cdot \leq \omega \leq 7) + U(\cdot \leq \omega \leq 7,1) = 7,70$$

$$= U(\cdot \leq \omega \leq 7) + U(\cdot \leq \omega \leq 7,1) = 7,70$$

$$= U(\cdot \leq \omega \leq 7) + U(\cdot \leq \omega \leq 7,1) = 7,10$$

$$= U(\cdot \leq \omega \leq 7) + U(\cdot \leq \omega \leq 7)$$

$$= U(\cdot \leq \omega \leq 7) + U(\cdot \leq \omega \leq 7)$$

$$= U(\cdot \leq \omega \leq 7) + U(\cdot \leq \omega \leq 7)$$

$$= U(\cdot \leq \omega \leq 7) + U(\cdot \leq \omega \leq 7)$$

$$= U(\cdot \leq \omega \leq 7) + U(\cdot \leq \omega \leq 7)$$

$$= U(\cdot \leq \omega \leq 7) + U(\cdot \leq 1,1)$$

$$= U(\cdot \leq \omega \leq 7) + U(\cdot \leq 1,1)$$

$$= U(\cdot \leq \omega \leq 7) + U(\cdot \leq 1,1)$$

$$= U(\cdot \leq \omega \leq 7) + U(\cdot \leq 1,1)$$

$$= U(\cdot \leq \omega \leq 7) + U(\cdot \leq 1,1)$$

$$= U(\cdot \leq \omega \leq 7) + U(\cdot \leq 1,1)$$

$$= U(\cdot \leq \omega \leq 7) + U(\cdot \leq 1,1)$$

$$= U(\cdot \leq \omega \leq 7) + U(\cdot \leq 1,1)$$

$$= U(\cdot \leq \omega \leq 7) + U(\cdot \leq 1,1)$$

$$= U(\cdot \leq \omega \leq 7) + U(\cdot \leq 1,1)$$

$$= U(\cdot \leq \omega \leq 7) + U(\cdot \leq 1,1)$$

$$= U(\cdot \leq \omega \leq 7) + U(\cdot \leq 1,1)$$

$$= U(\cdot \leq \omega \leq 7) + U(\cdot \leq 1,1)$$

$$= U(\cdot \leq \omega \leq 7) + U(\cdot \leq 1,1)$$

$$= U(\cdot \leq \omega \leq 7) + U(\cdot \leq 1,1)$$

$$= U(\cdot \leq \omega \leq 7) + U(\cdot \leq 1,1)$$

$$= U(\cdot \leq \omega \leq 7) + U(\cdot \leq 1,1)$$

$$= U(\cdot \leq \omega \leq 7) + U(\cdot \leq 1,1)$$

$$= U(\cdot \leq \omega \leq 7) + U(\cdot \leq 1,1)$$

$$= U(\cdot \leq \omega \leq 7) + U(\cdot \leq 1,1)$$

$$= U(\cdot \leq \omega \leq 7) + U(\cdot \leq 1,1)$$

$$= U(\cdot \leq \omega \leq 7) + U(\cdot \leq 1,1)$$

$$= U(\cdot \leq \omega \leq 7) + U(\cdot \leq 1,1)$$

$$= U(\cdot \leq \omega \leq 7) + U(\cdot \leq 1,1)$$

$$= U(\cdot \leq \omega \leq 7) + U(\cdot \leq 1,1)$$

$$= U(\cdot \leq \omega \leq 7) + U(\cdot \leq 1,1)$$

$$= U(\cdot \leq \omega \leq 7) + U(\cdot \leq 1,1)$$

$$= U(\cdot \leq \omega \leq 7) + U(\cdot \leq 1,1)$$

$$= U(\cdot \leq \omega \leq 7) + U(\cdot \leq 1,1)$$

$$= U(\cdot \leq \omega \leq 7) + U(\cdot \leq 1,1)$$

$$= U(\cdot \leq \omega \leq 7) + U(\cdot \leq 1,1)$$

$$= U(\cdot \leq \omega \leq 7) + U(\cdot \leq 1,1)$$

$$= U(\cdot \leq \omega \leq 7) + U(\cdot \leq 1,1)$$

$$= U(\cdot \leq \omega \leq 7) + U(\cdot \leq 1,1)$$

$$= U(\cdot \leq \omega \leq 7) + U(\cdot \leq 1,1)$$

$$= U(\cdot \leq \omega \leq 7) + U(\cdot \leq 1,1)$$

$$= U(\cdot \leq \omega \leq 7) + U(\cdot \leq 1,1)$$

$$= U(\cdot \leq \omega \leq 7) + U(\cdot \leq 1,1)$$

$$= U(\cdot \leq \omega \leq 7) + U(\cdot \leq 1,1)$$

$$= U(\cdot \leq \omega \leq 7) + U(\cdot \leq 1,1)$$

$$= U(\cdot \leq \omega \leq 7) + U(\cdot \leq 1,1)$$

$$= U(\cdot \leq \omega \leq 7) + U(\cdot \leq 1,1)$$

$$= U(\cdot \leq \omega \leq 7) + U(\cdot \leq 1,1)$$

$$= U(\cdot \leq \omega \leq 7) + U(\cdot \leq 1,1)$$

$$= U(\cdot \leq \omega \leq 7) + U(\cdot \leq 1,1)$$

$$= U(\cdot \leq \omega \leq 7) + U(\cdot \leq 1,1)$$

$$= U(\cdot \leq \omega \leq 7) + U(\cdot \leq 1,1)$$

$$= U(\cdot \leq \omega \leq 7) + U(\cdot \leq 1,1)$$

$$= U(\cdot \leq \omega \leq 7) + U(\cdot \leq 1,1)$$

$$= U(\cdot \leq \omega \leq 7) + U(\cdot \leq 1,1)$$

$$= U(\cdot \leq \omega \leq 7) + U(\cdot \leq 1,1)$$

$$= U(\cdot \leq \omega \leq 7) + U(\cdot \leq 1,1)$$

$$= U(\cdot \leq \omega \leq 7) + U(\cdot \leq 1,1)$$

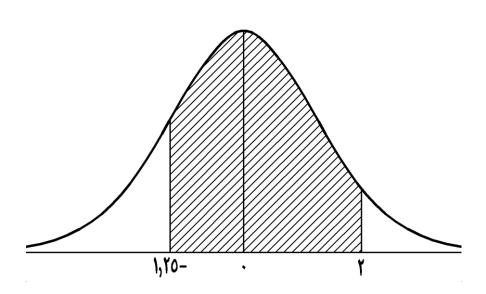
$$= U(\cdot \leq \omega \leq 7) + U(\cdot \leq 1,1)$$

$$= U(\cdot \leq \omega \leq 7) + U(\cdot \leq 1,1)$$

$$= U(\cdot \leq \omega \leq 7) + U(\cdot \leq 1,1)$$

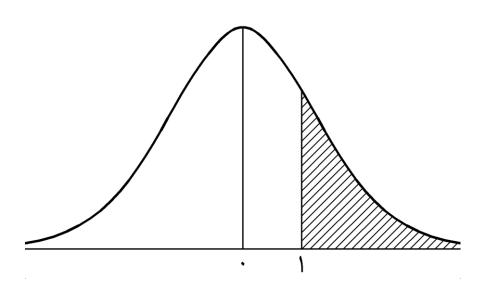
$$= U(\cdot \leq \omega \leq 7) + U(\cdot \leq 1,1)$$

$$= U(\cdot \leq \omega \leq$$



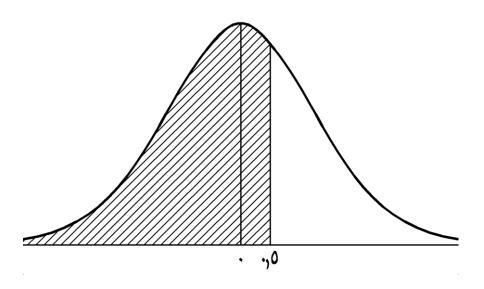
# ٣- احتمال أن يكون عمر إحدى اللمبات المختارة عشوائياً ١٠٤٠ ساعة على الأقل:

$$1 = \frac{\omega_{-a}}{\xi} = \frac{\omega_{-a}}{\xi} = \frac{1}{\xi}$$



# ٤- احتمال ألا يزيد عمر إحدى اللمبات عن ١٠٢٠ ساعة

$$\sum_{i=1}^{m-4} c = \frac{1 \cdot \cdot \cdot -1 \cdot 7}{3} = \frac{1 \cdot \cdot \cdot -1 \cdot 7}{3} = 0,$$

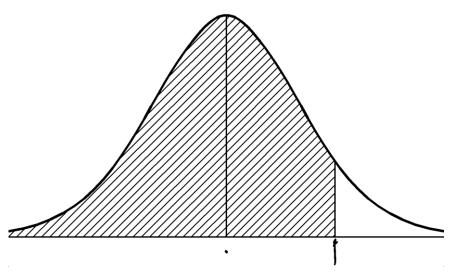


# التطبيق الثاني:

فى مجتمع معين يتبع التوزيع الطبيعى العادى مركزه ٤٠ وانحرافه المعيارى ٦، حُسب إحتمال أن يأخذ المتغير العشوائى المعيارى قيمة معينة أو أقل منها (قيمة معينة على الأكثر) = ٠,٩٥٠٣.

## الحل:

 $(c \leq l) = 7.09,$ 



بالبحث عن هذا الاحتمال بالجدول نجد أنه يقع عند د = ١,٦٥

$$\frac{\omega - \alpha}{2} = 2$$

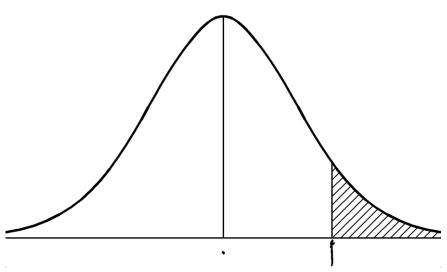
$$\frac{\varepsilon \cdot - \omega}{7} = 1,70 :$$

# التطبيق الثالث:

أوجد عدد الساعات التي يعمل عندها أو أكثر منها ٣٠٪ من اللمبات المنتجة للتليفزيون إذا كان متوسط ساعات تشغيل اللمبة الواحدة ١٠٠٠ ساعة والانحراف المعياري ٢٠٠ ساعة.

### الحل:

$$U(c \geq l) = .7,$$



 $. \ \ \cup \ \ ( \cdot \le \angle \le \mathring{1} ) = \circ, - - , - - , - = ( \cdot \le \angle \le ) \ \ \therefore$ 

بالبحث عن هذا الاحتمال بالجدول نجد أن د = ٥٢, • تقريباً

$$\frac{\omega^{-\omega}}{2} = 2 :$$

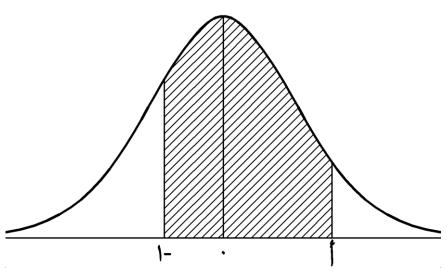
$$\frac{1 \cdot \cdot \cdot - \omega}{\gamma \cdot \cdot \cdot} = \cdot \cdot, \circ \gamma :$$

# <u>التطبيق الرابع:</u>

فى مجتمع معين يتبع التوزيع الطبيعى العادى مركزه ٥٠ وانحرافه المعيارى ٨ ، وُجد أن ل  $(-1 \le c \le 1) = 0.00$  المعيارية أعلى المحور الأفقى ثم القيمة الأصلية للمتغير س

### الحل:

 $U(\cdot \leq c \leq 1) + U(\cdot \leq c \leq r) = 0344,$ 



 $U(\cdot \leq c \leq 1) + 7137, \cdot = 0377, \cdot$ 

$$\frac{\omega - \omega}{\lambda} = 1,0 :$$

∴ س = ۲۲

# تطبيقات على الباب الثامن

# نظرية العينات

# التطبيق الأول:

بلغ متوسط الأجر في عينة من مصنع حجمها ٨٠ عاملاً ١٥٠ جنيه وإذا كان تباين الأجر في هذه الصناعة يبلغ ٣٦ جنيه قدر بدرجة ثقة ٩٥٪، ٩٠٪ متوسط الأجر في المجتمع عموماً.

### <u>الحل:</u>

مركز المجتمع (م) يتراوح بين:

1, " ±10.

۱٤٨,٧ جنيه ، ١٥١,٣ جنيه بدرجة ثقة ٩٥٪

(ب) س 
$$\pm x$$
 ۲,0۸ برجة ثقة ۹۹٪  $\frac{3}{\sqrt{v}}$ 

$$\frac{\tau}{\Lambda \cdot V} \times \Upsilon, \circ \Lambda \pm 10.$$

1, Y ±10.

١٤٨,٣ جنيه ، ١٥١,٧ جنيه بدرجة ثقة ٩٩٪

# التطبيق الثاني:

عينة حجمها ١٠٠ عامل من عمال قطاع صناعة الغزل والنسيج كان توزيعهم على فئات الأجر المختلفة كما يلى:

- (أ) حساب متوسط الأجر لهذه العينة
- (ب) حساب متوسط الأجر في القطاع عند مستوى معنوية ∞=١٪

### الحل:

ك ح	ك خ	خ ط = ۲۰	ر ا = ۰ ه ۱	س	[ك	ڣ
٤٠	۰. ۲	۲-	٤	11.	١.	-1
70	Y 0-	1-	۲	۱۳.	70	-17.
•	•	•	•	10.	٣٥	-1 2 .
۲.	+ ، ۲	۱+	۲.+	١٧.	۲.	-17.
٤٠	۲.+	۲+	٤٠+	١٩.	١.	۲۱۸.
170	0-				١	المجموع

# (أ) حساب متوسط الأجر لهذه العينة

$$\frac{1}{\omega} = \frac{1}{\omega} \times d + 1$$

$$\frac{0}{100}$$
 = ۱۵۰ + ۲۰ ×  $\frac{0}{100}$  =

# (ب) حساب متوسط الأجر في القطاع عند مستوى معنوية = 1

$$\begin{cases} \gamma \left( \frac{2}{\sqrt{2}} \right) - \frac{\gamma}{\sqrt{2}} \right) \\ - \frac{2}{\sqrt{2}} \\ - \frac{2}{\sqrt{2}} \end{cases} \times \gamma = \gamma \\ + \gamma$$

متوسط الأجر في القطاع (م) يتراوح بين:

$$\frac{3}{m}$$
 بدرجة ثقة ۹۹٪  $\sqrt{\frac{3}{i}}$  بدرجة ثقة ۹۹٪  $\sqrt{\frac{77, \pi}{1.0}}$   $\times$  7,0 $\Lambda$   $\pm$  1٤٩٪

0, A ± 1 £ 9

۱٤٣,۲ جنيه ، ۱٥٤,۸ جنيه بدرجة ثقة ٩٩٪

# ثانياً: المجتمع الذي يقدر مركزه على شكل نسبة:

# التطبيق الثالث:

بلغت نسبة الأميين في عينة من قرى الريف المصرى حجمها ٥٠٠٠ فرد ١٠٪ احسب عند مستوى معنوية  $\propto = 0$ ، ١٪ نسبة الأميين في مجتمع الريف المصري عموما.

## الحل:

$$\frac{\widehat{\zeta}}{\widehat{\zeta}}$$
 بدرجة ثقة ۹۵٪  $\times$  ۱,۹۲  $\times$  بدرجة ثقة ۹۵٪

النسبة في المجتمع (ح) تتراوح بين: 
$$\sqrt{\frac{\hat{\zeta}}{\hat{\zeta}}} \qquad \text{بدرجة ثقة ٩٩٪}$$

بدرجة ثقة ۹۹٪ 
$$\times$$
 ۲٫۵۸  $\times$  ۲۰۸  $\times$  ۲

# التطبيق الرابع:

بلغ متوسط وزن الطالب في عينة حجمها ٥٠٠ طالب من طلاب كلية التجارة ٧٢ كيلوجرام ، إذا كان متوسط الوزن لطلاب الكلية عموماً يبلغ ٢٦ كيلوجرام وتباين الوزن في الكلية ٤٩ كيلوجرام هل يمكن القول أن هذه العينة عشوائية وتنتمي لطلبة كلية تجارة أم لا بدرجة ثقة ٩٩٪

# <u>الحل:</u>

م 
$$\pm$$
 د ×  $\sqrt{\frac{3}{0}}$  بدرجة ثقة معينة  $\frac{\sqrt{5}}{\sqrt{5}}$  بدرجة ثقة ۹۹٪  $\frac{\sqrt{5}}{\sqrt{5}}$ 

∵ متوسط العينة خارج فترة الثقة ∴ العينة غير عشوائية أو لا تنتمى لطلبة كلية تجارة (ض ا H₁)

# <u>التطبيق الخامس:</u>

### الحل:

$$1 \cdot \cdot \cdot = 0 \cdot \cdot \cdot \cdot \cdot \cdot = \frac{1 \cdot \cdot \cdot}{1 \cdot \cdot \cdot} = \frac{1 \cdot \cdot \cdot}{1 \cdot \cdot} = \frac{1 \cdot \cdot}{1 \cdot \cdot} = \frac{1 \cdot \cdot \cdot}{1 \cdot} = \frac{1 \cdot}{1 \cdot} = \frac{1 \cdot}{1 \cdot} = \frac{1 \cdot}$$

حساب فترة ثقة مناسبة:

= ۲٫۳٪ ، ۹٫۷٪ سرجة ثقة ۹۰٪

ن النسبة في العينة ١٠٪ تقع خارج فترة الثقة نا العينة غير عشوائية أو لا تنتمي لهذا المجتمع (ض ٢٠)

# <u>التطبيق السادس:</u>

بلغ متوسط انتاج العامل اليومي في إحدى الصناعات ٣٠ قطعة فإذا كان الإنحراف المعياري لعدد القطع المنتجة يومياً ٥ قطع ، إخترنا عينة من العمال حجمها ٤٠ عاملاً لحضور برنامج تدريبي وبعد إنتهاء البرنامج ارتفع متوسط إنتاجية العامل المتدرب إلى ٣٥ قطعة يومياً ، هل البرامج التدريبية أفادت وتوصى بتعميمها أم V وذلك بفرض أن مستوى المعنوية V = 1.

### الحل:

م = ۳۰ ، 
$$\overline{m}$$
 = ۳۰ ،  $\overline{o}$  = ۰ ،  $\overline{o}$  = ۰ محساب فترة ثقة مناسبة:

بدرجة ثقة معينة بدرجة ثقة معينة 
$$\frac{2}{\sqrt{0}} \times 7,0 \times 70$$
 بدرجة ثقة ۹۹٪  $\frac{2}{\sqrt{0.2}} \times 7,0 \times 7,$ 

ن متوسط العينة بعد التدريب خارج فترة الثقة نالتدريب أفاد ورفع مستوى إنتاجية العامل و نوصى بتعميمه  $( \dot{\omega}_1, \dot{\omega}_1 )$ 

# التطبيق السابع:

أُجرى إختبار بين عينتين من الطلبة والطالبات لقياس مستوى تحصيلهم في اللغات فكانت النتائج كما يلى:

عینة الطابة
 عینة الطابات

 ن،
 = ۱۰۰ طالبة

 
$$\overline{w}$$
 = ۲۲ درجة

 ع،
 = ۲ درجات

 ع،
 = ۲ درجات

هل المجتمعان متشابهان أم مختلفان وذلك عند مستوى معنوية  $\propto 0 = 0$ 

$$\frac{3}{\sqrt{7}} + \frac{3}{\sqrt{7}} + \frac{3}{\sqrt{7}} + \frac{3}{\sqrt{7}} + \frac{3}{\sqrt{7}} + \frac{7}{\sqrt{7}} + \frac{$$

بما أن الفرق المطلق بين المتوسطين ١١ أصغر من الخطأ المشترك المطلق | ١,٣١٥ | ∴ نقبل الفرض العدمي (ض. ١٠) بأن مستوى الطلبة والطالبات متكافئ أو متعادل في تحصيل اللغات.

# حل آخر بإستخدام الطريقة المختصرة:

$$\frac{-d}{dt} \frac{1 + \sqrt{\frac{1}{1 - w_{y}}}}{\frac{1}{1 - w_{y}}} = \frac{\frac{1 + \sqrt{1 - \frac{1}{1 - w_{y}}}}{\frac{1}{1 - w_{y}}}}{\frac{1}{1 - w_{y}}} = \frac{1 + \sqrt{\frac{1 + \sqrt{1 - \frac{1}{1 - w_{y}}}}{\frac{1}{1 - w_{y}}}}}{\frac{1 + \sqrt{1 - \frac{1}{1 - w_{y}}}}{\frac{1}{1 - w_{y}}}} = \frac{1 + \sqrt{1 - \frac{1}{1 - w_{y}}}}{\frac{1}{1 - w_{y}}} = \frac{1 + \sqrt{1 - \frac{1}{1 - w_{y}}}}{\frac{1}{1 - w_{y}}} = \frac{1 + \sqrt{1 - w_{y}}}{\frac{1}{1 - w_{y}}} =$$

ت د < د نقبل الفرض العدمي (ض. H<sub>0</sub>) بأن مستوى الطلبة والطالبات متكافئ أو متعادل في تحصيل اللغات.

# التطبيق الثامن:

قارن بين نسبة الوحدات المعيبة في المصنعين (١) ، (٢) من و اقع بيانات العينتين التاليتين عند مستوى معنوية = 1 %

$$\frac{2}{2}$$
 $\frac{2}{2}$ 
 $\frac{2}{2}$ 

### لحل:

$$\begin{array}{lll}
\bullet, \bullet \circ & = \frac{\vee}{1 \cdot 1} = \sqrt{2} \\
\bullet, \bullet \circ & = \frac{\vee}{1 \cdot 1} = \sqrt{2}
\end{array}$$

$$\bullet, \bullet \circ & = \frac{\vee}{1 \cdot 1} = \sqrt{2}$$

$$\bullet, \bullet \circ & = \sqrt{2}$$

$$\bullet, \bullet \circ & = \sqrt{2}$$

$$\frac{1}{\frac{1}{\sqrt{2}}} + \frac{1}{\sqrt{2}} \times 2 = \frac{1}{\sqrt{2}} \times \frac{1}{\sqrt$$

$$|\cdot, \lor \land \lor| = \cdot, \cdot \lor \cdot \circ \times \lor, \circ \land =$$

الفرق بین النسبتین =  $|-\hat{-}-\hat{-}_{\gamma}|$  =  $|-\cdot,\cdot\cdot\rangle$  -  $|-\cdot,\cdot\rangle$  الفرق المطلق بین النسبتین (۰,۰۰۸) أصغر من الخطأ المشترك المطلق (۰,۷۸۷) خون الفرض العدمی (ض (H<sub>0</sub>) بأن النسبتین متعادلتان أی أن ح = ح

# حل آخر:

$$ie_{e} \stackrel{\cdot}{\leftarrow} \stackrel{\cdot}{\leftarrow} \frac{1}{2} \stackrel{\cdot}{\leftarrow} \frac{1}{$$

- ت د المحسوبة (٠,٢٦) أصغر من د الجدولية (٢,٥٨)
  - نقبل الفرض العدمى (ض.  $H_0$ ) بأن ح، = ح،  $\therefore$

# الجداول الاحصائية

# جداول الأعداد العشوائية

)	)	)	)	)	)	)	)	)	)	)	)
(۲۲)	('')	<b>(</b> \.)	(٩)	(٨)	<b>(</b> Y)	(٦)	(0)	(٤)	(٣)	(٢)	(١)
٦	٣	•	٧	۲	٣	٩	٨	١	٥	•	۲
٥	٩	١	٨	٤	۲	٣	١	٧	٥	۲	٣
١	•	۲	٦	٣	٥	٨	٧	٥	١	٦	٥
١	٥	٧	٧	۲	٣	•	٥	٩	•	١	٦
١	٦	٣	٥	٤	٨	٦	۲	١	٣	٨	٥
۲	۲	٤	٣	٥	٦	١	١	٥	٣	•	•
٨	•	۲	٤	٨	٣	٦	٥	۲	١	١	٧
٤	٣	•	٨	٣	•	١	٦	٧	٣	۲	٥
٦	٣	٣	٥	٥	٤	۲	۲	•	٣	١	٩
٥	٩	۲	٦	٣	٥	۲	٧	٣	٨	٨	٤
۲	٩	۲	٧	٤	٥	٨	•	٩	١	١	٧
•	٦	١	٥	٩	٥	٣	٣	٤	٧	٦	٤
٩	٧	٧	۲	١	٨	٩	١	•	۲	٧	•
٨	٦	٦	٥	•	٤	٤	٣	۲	١	١	•
٤	•	٥	٧	١	۲	١	٧	٣	٣	٩	٩
٣	١	٨	١	٧	٩	٩	•	٧	٤	٣	٩
٤	٧	۲	٨	٣	•	٦	•	۲	٣	٦	٤
۲	٤	٤	٨	٣	٥	٧	١	٨	٦	•	٩
٩	٨	٥	•	٩	٩	•	٨	۲	٤	٣	٣
٥	١	۲	٨	٦	٤	٥	٣	٤	۲	•	١

# تابع جداول الأعداد العشوائية

عمود	عمود	عمود	عمود	عمود	عمود	عمود	عمود	عمود	عمود	عمورد
(11)	<b>(</b> \.)	(٩)	(٨)	<b>(</b> Y)	(۲)	(0)	(٤)	(٣)	(٢)	(١)
١	۲	٧	٤	٤	٦	٤	۲	٥	١	٣
۲	٦	٧	٦	٣	٧	٦	١	٤	٣	٥
۲	۲	١	٥	۲	٧	١	٧	٥	٣	٦
١	٣	۲	٤	٦	٧	٧	٨	•	١	٥
٦	٤	٨	١	٩	٧	•	١	٥	٦	١
٩	١	٤	٣	٥	٦	٦	٧	٣	١	٦
٨	١	٣	٤	١	١	•	٩	۲	۲	٧
٤	۲	٣	١	٦	٥	٣	٧	١	١	٦
۲	٦	١	١	٨	۲	٦	٤	٤	•	٣
٥	٥	٧	٤	٣	٣	٦	٣	۲	٤	١
٦	١	٧	٤	٤	٥	١	١	٦	١	٠
۲	٨	•	٣	٦	٤	٥	٦	٤	٨	٣
١	٦	٦	١	۲	٦	٨	٣	١	٤	٦
٦	٣	٣	۲	٥	٧	٣	٦	١	۲	٠
٦	•	٥	٤	٨	۲	•	٤	٣	٧	٥
٣	٥	٨	۲	٩	۲	٦	٣	•	٨	٤
٥	۲	٩	۲	٥	٩	٣	١	٩	٩	٠
٧	•	•	٩	٩	٧	٩	•	١	۲	٨
•	١	٦	٤	٧	٥	٧	٦	٥	٦	•
٦	۲	٥	•	٧	•	٣	٦	٣	١	•
	(11) 1 7 1 7 7 7 7 7 7 7 7 7 7 7 7 7 7 7	(11) (1·) 1	() () () () () () () () () () () () () (	(11) (1·) (4) (Å)  1	(11) (1·) (q) (A) (V)  1	(11) (1·) (9) (A) (V) (7)  1	(11) (1·) (9) (A) (V) (7) (0)  1	(11) (1·) (4) (A) (V) (T) (0) (£)  1	(11) (1·) (9) (A) (V) (T) (0) (£) (T)  1	(11) (1·) (4) (A) (V) (T) (0) (£) (T) (Y)  1

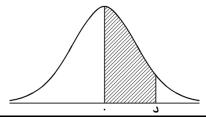
# تابع جداول الأعداد العشوائية

							_				
عمود	عمود	عمود	عمود	عمود	عمود	عمود	عمود	عمود	عمود	عمود	عمود
(11)	('')	<b>(</b> \(\cdot\)	(٩)	(^)	<b>(</b> Y)	(۲)	(0)	(٤)	(٣)	(٢)	(1)
١	٣	١	۲	٨	٥	٩	٦	۲	٣	١	٦
١	٦	٦	٧	٧	٧	•	١	۲	٩	٨	٥
٣	١	۲	٥	٨	٦	۲	۲	٤	٥	١	٣
٨	٣	٣	٤	٩	٦	۲	٩	٥	٨	٣	٤
•	١	٦	•	•	۲	٥	٤	٨	٨	٨	٥
٦	٩	٤	٨	٧	٣	٤	٦	١	٩	٩	٥
•	٦	٥	٥	١	٧	•	۲	۲	٣	١	•
١	٨	٣	٥	٣	•	٣	٤	۲	٦	١	٤
٨	۲	٨	•	٥	٥	٣	٥	٧	٥	٤	٨
۲	٣	١	٧	١	۲	٩	٥	٦	•	١	٦
٣	٤	۲	٥	١	٧	٦	٣	١	٦	٤	١
٣	٣	٥	۲	٥	٧	۲	٦	٤	٣	٩	٥
٥	۲	۲	١	٤	٦	٧	٧	٨	٦	١	٥
٤	۲	٣	١	٧	٥	٦	٤	٥	٣	۲	١
٧	١	٥	٣	۲	۲	٥	٦	٦	٣	٤	٥
٧	•	١	٥	۲	٨	۲	١	٤	٣	١	•
٥	٣	٧	۲	۲	١	٤	۲	٥	٣	۲	٦
۲	٦	٣	٥	١	٣	۲	٦	٤	٤	١	١
٤	١	•	٧	١	١	۲	١	١	٥	٣	۲
•	٩	١	٦	۲	١	٧	٤	٨	١	٩	•

# تابع جداول الأعداد العشوائية

							_				
عمود	عمود	عمود	عمود	عمود	عمود	عمود	عمود	عمود	عمود	عمود	عمود
(۲۲)	(11)	<b>(</b> \.)	(٩)	(A)	<b>(</b> Y)	(٦)	(0)	(٤)	(٣)	(٢)	(١)
۲	٥	٩	٦	•	٣	١	٥	٩	۲	۲	١
١	٣	۲	۲	١	•	٩	٧	٨	٥	•	٨
٤	•	٤	٥	•	٤	۲	•	•	٩	٤	٩
٧	۲	•	٥	٩	٤	٥	۲	•	٣	٨	•
٤	٨	١	٨	٣	٧	۲	٨	٦	٣	٧	٨
٩	٩	٨	٧	٤	٨	٦	•	٥	٣	•	٤
١	٧	٤	٦	•	۲	٧	٤	۲	٦	٥	١
٥	٥	٦	٤	١	١	١	٤	۲	•	٣	٦
٤	٩	٧	٨	۲	١	٣	٥	٩	•	۲	٩
•	•	٧	٤	٩	١	•	٦	٤	٣	٤	٥
٥	۲	٤	١	٩	٨	٤	٦	•	٥	۲	١
٤	٩	٩	٣	•	۲	١	٦	١	٨	٦	١
٣	٨	٧	٣	١	٤	٥	۲	•	٦	١	٣
٨	•	٣	٥	٨	٤	٥	۲	٧	•	١	•
۲	۲	٦	٣	٧	٦	٩	۲	٨	٥	۲	٥
٩	٨	•	١	٣	•	٤	٤	٨	٣	٦	٤
٧	١	٥	٣	٤	١	١	١	۲	٧	•	٤
٧	٥	٤	٩	٧	٦	٧	•	٤	•	٣	٧
۲	١	١	٥	٥	٩	٥	٨	٩	•	٦	٧
٥	٧	٥	•	٨	١	٦	•	٧	٦	١	٦

# جدول المساحات أسفل المنحنى الطبيعى Areas under Standard Normal Distribution



										_
٠,٠٩	٠,٠٨	٠,٠٧	٠,٠٦	٠,٠٥	٠,٠٤	٠,٠٣	٠,٠٢	٠,٠١	٠	د
٠,٠٣٥٩	٠,٠٣١٩	.,. ۲۷۹	.,. ٢٣٩	٠,٠١٩٩	٠,٠١٦٠	.,.17.	٠,٠٠٨٠	٠,٠٠٤٠	• •	٠
٠,٠٧٥٣	٠,٠٧١٤	٠,٠٦٧٥	٠,٠٦٣٦	٠,٠٥٩٦	٠,٠٥٥٧	.,.017	٠,٠٤٧٨	٠,٠٤٣٨	٠,٠٣٩٦	٠,١
٠,١١٤١	٠,١١٠٣	٠,١٠٦٤	٠,١٠٢٦	.,.9.	٠,٠٩٤٨	٠,٠٩١٠	٠,٠٨٧١	٠,٠٨٣٢	.,.٧٩٣	٠,٢
.,1017	٠,١٤٨٠	٠,١٤٤٣	٠,١٤٠٦	٠,١٣٦٨	٠,١٣٣١	.,1798	.,1700	٠,١٢١٧	٠,١١٧٩	٠,٣
.,11	٠,١٨٤٤	٠,١٨٠٨	٠,١٧٧٢	٠,١٧٣٦	٠,١٧٠٠	٠,١٦٦٤	٠,١٦٢٨	٠,١٥٩١	٤,١٥٥٤	٠,٤
., ۲۲۲٤	٠,٢١٩٠	., ۲۱۵۷	٠,٢١٢٣	.,	٠,٢٠٥٤	٠,٢٠١٩	.,1910	.,190.	٠,١٩١٥	٠,٥
.,٢٥٨٩	.,۲01٧	٠,٢٤٨٦	., 7 £ 0 £	., 7 £ 7 7	٠,٢٣٨٩	., 4 7 0 4	٠,٢٣٢٤	., ۲۲۹۱	., 7707	٠,٦
., 7 10 7	٠,٢٨٢٣	٠,٢٧٩٤	٠,٢٧٦٤	٠,٢٧٣٤	٠,٢٧٠٣	٠,٢٦٧٣	., ۲7 £ ۲	٠,٢٦١١	.,۲٥٨.	٠,٧
٠,٣١٣٣	۰,۳۱۰٦	٠,٣٠٧٨	٠,٣٠٥١	٠,٣٠٢٣	.,4990	.,۲۹٦٧	., ۲۹۳۹	٠,٢٩١،	٠,٢٨٨١	٠,٨
٠,٣٣٨٩	۰,۳۳٦٥	٠,٣٣٤،	۰,۳۳۱٥	٠,٣٢٨٩	٠,٣٢٦٤	٠,٣٢٣٨	٠,٣٢١٢	۲۸۱۳,۰	۹ ۱۳۱۰۹, ۰	٠,٩
٠,٣٦٢١	.,٣٥٩٩	٠,٣٥٧٧	٤ ٥ ٥ ٣, ١	۰,۳٥٣١	٠,٣٥٠٨	٠,٣٤٨٥	٠,٣٤٦١	٠,٣٤٣٨	۰,۳٤۱۳	١
٠,٣٨٣٠	۰,۳۸۱۰	٠,٣٧٩،	٠,٣٧٧.	٠,٣٧٤٩	٠,٣٧٢٩	۰,۳۷۰۸	٠,٣٦٨٦	٠,٣٦٦٥	٠,٣٦٤٣	1,1
.,£.10	٠,٣٩٩٧	٠,٣٩٨٠	٠,٣٩٦٢	٤٤ ٣٩,٠	٠,٣٩٢٥	۰,۳۹.۷	٠,٣٨٨٨	٠,٣٨٦٩	٠,٣٨٤٩	1,1
٠,٤١٧٧	.,£177	٠,٤١٤٧	٠,٤١٣١	٠,٤١١٥	.,£.99	.,	٠,٤٠٦٦	٠,٤٠٤٩	.,	١,٣
., 2819	., 2 . 7	., £ 7 9 7	., £ 7 7 9	., : ٢٦٥	.,£701	٠,٤٢٣٦	., : 7 7 7	., £ 7 . V	.,£197	١,٤
., £ £ £ 1	., £ £ 7 9	٠,٤٤١٨	٠,٤٤٠٦	٠,٤٣٩٤	., £ ٣ ٨ ٢	٠,٤٣٧.	.,2807	., : ٣ : 0	., : ٣٣٢	١,٥
., . 0 . 0	., £040	., £070	., £010	.,	., £ £ 9 0	٠,٤٤٨٤	٠,٤٤٧٤	٠,٤٤٦٣	., £ £ 0 7	١,٦
.,£788	.,£770	٠,٤٦١٦	٠,٤٦٠٨	., 2099	.,£091	.,	., £078	.,٤٥٦٤	.,	١,٧
٠,٤٧٠٦	.,£799	.,£79٣	٠,٤٦٨٦	٠,٤٦٧٨	.,£771	.,£77£	٠,٤٦٥٦	.,£7£9	.,£7£1	١,٨
., £ ٧ ٦ ٧	., £ ٧٦1	.,	.,	., : ٧ : :	٠,٤٧٣٨	., : ٧٣٢	٠,٤٧٢٦	٠,٤٧١٩	٠,٤٧١٣	1,4
., £ 1 1 1	., £ 1 1 7	٠,٤٨٠٨	٠,٤٨٠٣	٠,٤٧٩٨	۰,٤٧٩٣	., £ ٧ ٨ ٨	٠,٤٧٨٣	٠,٤٧٧٨	.,£٧٧٢	۲
., £ 1.0 V	., . 10 .	٠,٤٨٥.	٠,٤٨٤٦	., £ \ £ \	٠,٤٨٣٨	٠,٤٨٣٤	٠,٤٨٣٠	٠,٤٨٢٦	., £ 1 7 1	۲,۱
٠,٤٨٩٠	٠,٤٨٨٧	٠,٤٨٨٤	., £ \ \ \	٠,٤٨٧٨	٠,٤٨٧٥	٠,٤٨٧١	٠,٤٨٦٨	٠,٤٨٦٤	٠,٤٨٦١	۲,۲
٠,٤٩١٦	٠,٤٩١٣	.,£911	., £9.9	٠,٤٩٠٦	., £9.£	., £9.1	٠,٤٨٩٨	٠,٤٨٩٦	٠,٤٨٩٣	۲,۳
٠,٤٩٣٦	., £9 ٣ £	., £9 7 7	., £981	., £979	., £977	., £970	., £977	., £97.	٠,٤٩١٨	۲,٤
., £907	., £901	., £9 £9	٠,٤٩٤٨	٠,٤٩٤٦	., £9 £0	., £9 £ ٣	., £9£1	., £9£.	٠,٤٩٣٨	۲,٥
.,£97£	٠,٤٩٦٣	.,£977	.,£971	٠,٤٩٦٠	.,£909	., £904	٠,٤٩٥٦	., £900	., £907	۲,٦
., £ 9 V £	٠,٤٩٧٣	., £ 9 7 7	., £971	٠,٤٩٧٠	٠,٤٩٦٩	٠,٤٩٦٨	٠,٤٩٦٧	٠,٤٩٦٦	., £970	٧,٧
., £911	٠,٤٩٨٠	., £ 9 7 9	., £ 9 ¥ 9	٠,٤٩٧٨	.,£977	., £977	٠,٤٩٧٦	., £9 70	., £ 9 V £	۲,۸
٠,٤٩٨٦	٠,٤٩٨٦	., £910	., £910	٠,٤٩٨٤	٠,٤٩٨٤	٠,٤٩٨٣	٠,٤٩٨٢	.,£917	.,£911	۲,۹
.,£99.	., £ 9 9 .	٠,٤٩٨٩	., £ 9 \ 9	•, £ 9 A 9	.,£911	٠,٤٩٨٨	٠,٤٩٨٧	٠,٤٩٨٧	٠,٤٩٨٧	٣
., £99٣	., £998	., £ 9 9 7	., £ 9 9 Y	., £ 9 9 7	.,£991	., £991	., £991	., £991	., £99.	٣,١
., £ 9 9 0	., £990	., £990	., £ 9 9 £	., £ 9 9 £	.,£99£	., £ 9 9 £	., £ 9 9 £	٠,٤٩٩٣	.,£99٣	٣,٢
., £997	٠,٤٩٩٦	٠,٤٩٩٦	٠,٤٩٩٦	٠,٤٩٩٦	٠,٤٩٩٦	٠,٤٩٩٦	., £990	., £990	., £990	٣,٣
٠,٤٩٩٨	٠,٤٩٩٨	., £997	., £997	٠,٤٩٩٧	.,£99٧	., £997	٠,٤٩٩٧	٠,٤٩٩٧	., £99٧	٣,٤
٠,٤٩٩٨	٠,٤٩٩٨	٠,٤٩٩٨	٠,٤٩٩٨	٠,٤٩٩٨	٠,٤٩٩٨	٠,٤٩٩٨	٠,٤٩٩٨	٠,٤٩٩٨	٠,٤٩٩٨	٣,٥
., £ 9 9 9	., £ 9 9 9	., £ 9 9 9	., £ 9 9 9	., £ 9 9 9	.,£999	., £ 9 9 9	., £ 9 9 9	٠,٤٩٩٨	٠,٤٩٩٨	٣,٦
., £999	., £999	., £999	., £ 9 9 9	., £999	.,£999	., : 9 9 9	., £ 9 9 9	., : 9 9 9	., £999	٣,٧

# الفهرس

الص	الصفحة
<u>قديم</u>	٣
<u> لباب الأول – جمع وتصنيف وتبويب وعرض البيانات</u>	٩
لفصل الأول – جمع البيانات	11
لفصل الثاني – تصنيف وتبويب البيانات	30
لفصل الثالث – العرض البياني	٥٣
لباب الثاني – مقاييس النزعة المركزية (المتوسطات)	٨o
لفصل الأول – الوسط الحسابي	٨٩
لفصل الثاني – الوسط الهندسي	1.1
لفصل الثالث – الوسط التو افقي	١.٧
لفصل الرابع - الوسيط	111
لفصل الخامس – المنوال	١٢٣
لباب الثالث – مقاييس التشتت	189
لفصل الأول – الانحراف المتوسط	1 2 4
لفصل الثاني – الانحراف المعياري	1 £ 9
لفصل الثالث – نصف المدي الربيعي	109
لفصل الرابع – معامل الاختلاف والالتواء والعزوم والتفرطح . ١٠	١٧١
لباب الرابع – الارتباط والاتحدار	197
لفصل الأول - الارتباط الخطي البسيط	7.1
لفصل الثاني – الانحدار الخطي البسيط	750
لباب الخامس – تحليل السلاسل الزمنية	707

	الصفحة
الباب السادس – الأرقام القياسية	711
الباب السابع – التوزيع الطبيعي	٣١١
الباب الثامن – نظرية العينات واختبارات الفروض الإحصائية	751
الفصل الأول – نظرية العينات والتقدير	750
الفصل الثاني – اختبارات الفروض الاحصائية	٣٦٣
التطبيقات	٣٨٩
الحداول الاحصائية	٤٦٣